

مقدمة
في
الإقتصاد القياسي

دكتور
سعد الدين محمد الشعال

مقدمة
في
الإقتصاد القياسي

دكتور
سعد الدين محمد الشيال

الموضوع	مهرس	الصفحة
الفصل الأول - تعريف الاقتصاد القياس ومجالاته		
أولا - تعريف الاقتصاد القياسي		٢
ثانيا - الاقتصاد القياسي والمعلم الاقتصادية الأخرى		٣
ثالثا - مجال البحث القياسي		٦
رابعا - أهداف الاقتصاد القياسي		١٠
خامسا - فروع الاقتصاد القياسي		١٢
الفصل الثاني - أسلوب البحث القياسي		
أولا - تدور البحث القياسي		١٤
ثانيا - خطوات البحث القياسي		١٦
الفصل الثالث - النماذج الاقتصادية		
أولا - تعريف		٣١
ثانيا - استنتاجات اقتصادية		٣٢
ثالثا - المعادلات الاقتصادية		٥٧
رابعا - أنواع النماذج		٧٨
خامسا - أمثلة على النماذج الاقتصادية		١١١
الفصل الرابع - أساليب القياس الاحصائي		
مفاهيم من نظرية الارتباط والانحدار		
أولا - ندريه الارتباط		١١٩
ثانيا - الانحدار الخطي البسيط		١٢٦
ثالثا - الانحدار الخطي المتعدد		١٤٣
رابعا - تمهيم لنموذج الانحدار الخطي		١٥٦
خامسا - نموذج الانحدار غير الخطي		١٥٢
الفصل الخامس - بعض مشاكل القياس		
أولا - الارتباط الذاتي للتبواقي		١٥٥
ثانيا - الازدواج الخطي		١٧٨

الموضوع	فهرس (تابع)	الصفحة
ثالثا - التمييز		١٩٦
الفصل السادس - طرق القياس		
أولا - اتباع الآلية للمتغيرات الاقتصادية		٢٢٧
ثانيا - استخدام طريقة المبيعات الصغرى العادية		٢٣٢
ثالثا - صيغة الموزع المختزل أو المبيعات الصغرى غير الباعثة		٢٤٥
رابعا - طريقة المتغيرات المساعدة		٢٥٢
خامسا - طريقة المبيعات الصغرى ذات المرحلتين		٢٥٧
سادسا - طرق التقدير المختلطة		٢٦٥
سابعا - طرق الأخطاء الكبرى		٢٧٤
ثامنا - اختيار طرق القياس		٢٧٧
الفصل السابع - التنبؤ		
أولا - التنبؤ في حالة نموذج المعادلة الواحدة الخطية		٢٨١
ثانيا - التنبؤ في حالة النموذج القياس متعدد المعادلات		٢٨٧
ثالثا - اختبار معنوية الفرق بين قيم التنبؤ وتقيم الفعلية		٢٩١

الفصل الاول

تعريف الاقتصاد القياسى ومجالاته

اولا : تعريف الاقتصاد القياسى

الاقتصاد القياسى هو احد الفروع الحديثه لعلم الاقتصاد . ويبحث هذا العلم في طرق واماليب قياس العلاقات التى يهتم بها التحليل الاقتصادى . والعلاقات الاقتصادية هى علاقات تبين اثر متغير اقتصادى او اكر على متغير اقتصادى آخر ، فعلاقة الطلب هى داله رياضيه تصير لنا اثر السعر والدخل على الكمية المطلبه ، وداله التكاليف تبين لنا التكاليف الكلية كداله فى الانتاج . وكلها علاقات يالفها كل دارس للتحليل الاقتصادى باساليب الوصفى . اما اذا تطلب التحليل التعرف على الشكل الذى يأخذه منحنى الطلب او الصيغه الرياضيه التى يأخذها منحنى التكاليف الكلية وغيره من منحنيات تكاليف الوحدة لانتاج معين ، استلزم الامر استخدام ادوات التحليل القياسى التى تدخل فى نطاق علم الاقتصاد القياسى . فمن اهم اغراض هذا العلم الوصول الى تقديرات رشيقة للعلاقات الاقتصادية بعد صياغتها فى اسلوب رياضى .

بين هنا نتضح فائدة الاقتصاد القياسى لى المخطط وواضع السياسه . فالسياسه التى تضعها الدوله بشأن اعانه الاسعار الزراعيه ، ونحوه منها فى المحافظه على استقرار الدخل المزرعى ، تستند اساسا على استخدام التحليل الاحصائى فى تقدير مرونة الطلب على السلع الزراعيه .

ونخلص من ذلك ان مجال الاقتصاد القياسى ينحصر فى التعبير عن النظريات الاقتصادية باسلوب رياضى توطئه للتحقق منها ، ثم فى قياس اثر احدها العوامل الاقتصادية المتغيره على المتغير الاقتصادى التابع باستخدام الطرق الاحصائية .

هذا يمكن التنبؤ بالأحداث المستقبلية والنصح والتوصية بالسياسات الاقتصادية
التي يجب اتباعها .

ومن ذلك يتضح ان الاقتصاد القياسى هو في حقيقة الامر التكامل
بين هلم الاقتصاد والرياضة والاحصاء بهدف الحصول على القيم العددية
لمعالم العلاقات الاقتصادية كالمرونة والقيم الحدية وغير ذلك .

ونود ان نؤكد هنا اهتمام الاقتصاد القياسى بتطوير الاساليب
الاحصائية المطبقة على الظواهر الاقتصادية ليصل بها الى ما نسميه بالطريق
القياسية وبرزت ظواهر هذا التطوير هو ادخال العنصر العشوائى الذى تجاهله
النظرية الاقتصادية وكذا الاقتصاد الرياضى .

وتوضحا لما سبق نضرب المثال التالى : نفترض النظرية الاقتصادية
ان الطلب على سلعة ما أننا يتوقف على سعرها وسعر السلع الاخرى وعلى دخول
المستهلكين واذواقهم . والعلاقة بشكلها النظرى الاقتصادية تؤكد انه ليست
هناك عوامل اخرى غير ما ذكر يكون لها تأثيرها على الطلب .

ويمكننا التعبير عن هذه العلاقة رياضيا بالمعادلة الآتية :

$$K = A_1 + A_2 + A_3 + A_4 + A_5$$

حيث K = الكمية المطلوبة من سلعة ما

A = سعر هذه السلعة

A = اسعار السلع الاخرى

A = دخول المستهلكين

A = الازدواج

$$A_1, A_2, A_3, A_4, A_5 \text{ معالم دالة الطلب}$$

ومعنى هذه المعادلة ان الكمية المطلوبة انما تتغير بتغير التغيرات الايجابية التي جاءت في الجانب الايسر من المعادلة ، كلها او بعضها ، وان كان محسوس المعروف ان هناك عدة عوامل اخرى يمكنها ان تؤثر على الطلب كظهور ناتج جديد او للحرب او كالتغيرات الفنية او التنظيمية او كالتغيرات في القانون او في توزيع الدخل او التحركات السكانية (الهجرة) الى غير ذلك من المؤثرات ، هذا الى جانب السلوك الانساني الذي تؤثر فيه الاشاعات والميل والعادات والموايل الاجتماعية والنفسية ذات الاثر على سلوكنا السوقى حتى وان ثبتت الاسعار والدخول .

وفي الاقتصاد القياس يمكننا ابراز اثر كل هذه العوامل في العلاقات الاقتصادية بالتغير العشوائى ذى الخصائص المحددة . هذا تكون معادلة الطلب في صيغتها العشوائية هي :

$$Q = a + b_1 P + b_2 Y + b_3 I + b_4 S + b_5 C$$

حيث Q = التغيرات العشوائية التي تؤثر على الكميات المطلوبة

ثانيا : الاقتصاد القياس والعلم الاقتصادية الاخرى

١ - التحليل الاقتصادى

يتناول علم الاقتصاد دراسة وسائل اشباع حاجات الانسان على اساس الموارد المحدودة المتاحة . وينهج التحليل الاقتصادى على التعرف على علاقة المتغيرات ببعضها البعض فخرخر الحصول على قوانين لها صفة العمومية ، كما يعمل على تحديد اشكال هذه العلاقات المختلفة القائمة بين اجزاء النظام الاقتصادى ، فالتحليل قد يكون لفظيا أو بياثيا . وفي الواقع ان التحليل الاقتصادى في شكله الوصفى لا يماثل كثيرا على حل المشاكل ، ما لم ندعه بتحليل احصائى .

٢ - الاقتصاد الرياضى

دعا تجمع العلاقات الاقتصادية وتشابكها بمصر الاقتصاد بين الى الاتجسده نحو استخدام الرياضه في عرض النظريات المختلفة ، رغبة في تحديد الفروقا الامانة

وتسهيل الاستنتاج وذلك يتم تحويل المناقشات الكلامية الى صيغة رياضية مختصرة متناقة لها قوة الجهد . ويتم ذلك بتحويل الاصطلاحات الاقتصادية الى رموز جبرية مع تطبيق الاحاليب الرياضية من جبر وحساب التفاضل والتكامل وغنة في استخلاص القوانين الاقتصادية وفقا لشروط اساسية يفترض تحقيقها .

ولا شك ان هذا الاسلوب يساعد على استكمال التحليل من ناحية تحديد المعادلات الرياضية التي يلزم تقدير معالمها بالطرق الاحصائية الرياضية .

هذا وان كان استخدام الصيغة الرياضية لا يعتبر ضمانا كافيا للوصول بالنتائج الى مستواها الدقيق حيث ان الرياضة ومدى الاستغناء منها يتوقف على حسن استخدامها ومدى تطبيقها . ولذا يحسن الا يعتبر دائما ان استخدام النظريات الرياضية الدقيقة هو المعيار لجودة التحليل .

ومعنى ذلك ان الاقتصاد الرياضى لا يتعدى مجاله عرض النظريات الاقتصادية في شكلها العام انتظارا للوصول بها الى مرحلة تالية هي مرحلة القياس السئى تستخدم فيها الطرق القياسية لتزودنا في النهاية بالقيم العددية لمعالم العلاقات الاقتصادية التى يعنى اليها المخطط وواضع السياسة الاقتصادية .

وتظهر لنا اهمية ذلك في المثال التالى : ان الطلب على السلع الضرورية ، كما جاء في النظرية الاقتصادية ، غير مرتب بشرط عدم امكان استبدال هذه السلع باخرى . ولا شك ان هذه المعلومات بشكلها الذى جاءت عليه غير ذات فائدة كبيرة لواضع السياسة حيث ان قيمة العرونة في هذه الحالة تتراوح ما بين الصفر والواحد الصحيح .

وهنا تأتى اهمية الاقتصاد القياسى في تزويدنا بالقيم المحددة للعروضات وغيرها من المعالم اللازمة للمخطط الاقتصادى .

٣ - الاحصاء

يختلف الاقتصاد القياسى عن كل من الاحصاء الاقتصادى والاحصاء الرياضى . فالاحصاء الاقتصادى يجمع البيانات ويصنفها ويحسبها ويعرضها ببيانها

ويحاول شرح انماطها وتطورها على مدى الزمن، وما يحاول ايضا الحصول على العلاقة بين مختلف القيم الاقتصادية . ان الاحصاء الاقتصادي هو اساسا الوجه الوصفي لعلم الاقتصاد وهو لا يزيدنا بتفسير تطور المتغيرات المختلفة ولا بقياس معالم العلاقات الاقتصادية .

ويهتم الاحصاء الرياضي بالاليب القياس التي تعتمد اساسا على التجارب العملية التي يسهل التحكم فيها . ان الطرق الاحصائية للقياس لا تناسب العلاقات الاقتصادية التي لا يمكن قياسها بقوانين بنيت على اساس التجارب العملية ، كالتى نجربها فى حالة علم الطبيعة أو غيره من العلوم حيث يتسنى للباحث ان يغير احد العوامل ويثبت العوامل الاخرى عند اجرائه لاحدى التجارب . ومن ثم يمكنه ان يجعل النتائج وتطبيق القوانين الاحصائية لاستنتاج القوانين التي تحكم الظاهرة موضوع البحوث . اما عند دراسة السلوك الاقتصادي للانسان فانه من الصعب تغيير احد المتغيرات وتثبيت باقى المتغيرات الاخرى . ففي الحياة العملية نلاحظ تغير جميع المتغيرات باستمرار وفى نفس الوقت . فلا يمكننا مثلا تغيير الدخل وتثبيت الاسعار والاذوائ وغير ذلك من العوامل حيث انها جميعا متغير نتيجة لتغير الدخل .

وفى الاقتصاد القياسى تستخدم الطرق الاحصائية بعد تعديلها بما يتماشى مع الحياة الاقتصادية . وتسمى هذه الطرق بعد تعديلها بالطرق القياسية Econometric Methods . واهم ما فى هذا التعديل هو ادخال العامل العشوائى .

ومن هنا كان الالتجاء الى الاقتصاد القياسى نتيجة منطقية . ويؤكد الشرح السابق للفروع المختلفة للعلوم الاقتصادية من أن أياً منها لا يصلح بمفرده كأداة كاملة للبحث القياسى . فاذا اعتمد الباحث مثلا على الاحصاء الاقتصادي كان كل ما يمكن ان يصل اليه هو التعرف على الاتجاه العام لظاهرة ما ككمية الانتاج . وما اذا كان

تغير هذا الانتاج يتم في دورات ومدة هذه الدورات . ومعرفتنا للاتجاه العام بطبيعة الحال لا تساعدنا على الوقوف على اسباب هذا الاتجاه .

ومعنى ذلك ان كل ما يمكن الوصول اليه هو تصوير المشاكل الاقتصادية بصفة وليس ايجاد حلول لها بل علينا ان نلجأ الى النظرية الاقتصادية اذا ما طلبنا الحل أو التفسير .

وبخلاصة القول ان دراسة المشاكل الاقتصادية بالاسلوب القياسي يتطلب :
: ان مجموعة من فروع العلم الاقتصادية المختلفة وهى :

١ - التحليل الاقتصادى والاقتصاد الرياضى عند تعدد العلاقات موضوع الدراسة وصياغتها الصياغة الرياضية المناسبة .

٢ - الاحصاء الاقتصادى للحصول على البيانات الخاصة بالتغيرات الاقتصادية الى جانب اختيار انسب طريقة لتقدير معالم المعادلات الهيكلية بعد المعيل على تعدد التغيرات وقياس التغيرات في كل منها .

٣ - الاحصاء الرياضى للوصول الى الدقة المطلوبة في التقدير أهدأ في الاعتبار احتواء البيانات على اخطاء بدرجة لا تعود الى انحراف العلاقات المدروسة .

ونتيجة لذلك ظهرت الحاجة الى علم يستند اصوله من العلم الثلاثة : الاقتصاد والرياضة والاحصاء لجمع في النهاية بين الصياغة السليمة والقياس الدقيق هو علم الاقتصاد القياسي .

ثالثا : مجال البحث القياسى

ربما كان التعريف السابق لا يستوفى الشرح الكامل لعلم الاقتصاد القياسى وخاصة للبحث الذى لم تتوافره الدراية السابقة بهذا العلم . ولذا نورد فيما يلى بعض الامثلة زياده في الشرح والايضاح .

تتفرع النظرية الاقتصادية - من زاوية الاقتصاديات الافرادية : الى اقتصاديات الوحدة . Micro economics . - حيث المنشأ والامرة هي وحدة التحليل ،

فروضاً يمكن ان توضع في مد يختارها الرياضي توطئه لاختبارها بعد ذلك بالاماليب الاحصائية .
١ - مثال من نظرية المنشأ :

تعدد نظرية المنشأ ان العنصر الانتاجي (الممل مثلاً) يطلبه المستثمر الى النقطه التي تتساوى فيها الانتاجية الحدية للعمل مع معدل الاجر الحقيقي تحسبت ظروف التنافس . ويعتبر هذا الافتراض اساساً لعلاقة يمكن اختبارها بنظرية القياس .
والى جانب هذا هناك ايضا العلاقة الغنية التي توضح العلاقة بين المدخلات والمخرجات ويعبر عنها بدالة الانتاج .

وفرض ان المنشأ تستخدم نوط واحد من كل عنصر من العناصر الانتاجية
وهي العمل = ع والمواد الاولية = م ورأس المال = س . لتتج نوط معيناً من الناتج
(ص) كانت دالة الانتاج هي :

$$ص = د (ع ، م ، س) \quad (١)$$

ولا تدل هذه الدالة الا على ان العناصر الانتاجية ع ، م ، س تتحول الى الناتج ص عن طريق العملية الانتاجية التي تعبر عنها الدالة .
وهذا القياس يفترض المحلل تساوى طرق المعادلة الامر الذي يتطلب اضافته
الخطأ العشوائي في الطرف الايسر من المعادلة التي تصبح :

$$ص = د (ع ، م ، س ، ق) \quad (٢)$$

حيث ق = الخطأ العشوائي ذو الخصائص الاحتمالية . وبحساب
المحلل بعد ذلك تقدير معالم الدالة عن طريق الحقائق الفنية والبيانات المتوافرة
فإذا كانت الدالة من الدرجة الثانية كانت دالة الانتاج بالصورة الآتية :

$$ص = أ + ع_١ + ع_٢ + م_١ + م_٢ + س_١ + س_٢ + ع_١ م_١ + ع_١ م_٢ + ع_١ س_١ + ع_١ س_٢ + ع_٢ م_١ + ع_٢ م_٢ + ع_٢ س_١ + ع_٢ س_٢ + م_١ س_١ + م_١ س_٢ + م_٢ س_١ + م_٢ س_٢ + ق \quad (٣)$$

وتكون الخطوة التالية هي تقدير القيم العددية للمعامل $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_6, \alpha_7, \alpha_8$.
وقد تأخذ الدالة الصورة التي وضعها كوب دووجلاس وهي :

$$(٤) \quad Y = \alpha_1 X_1^{\alpha_2} X_2^{\alpha_3} X_3^{\alpha_4} X_4^{\alpha_5} X_5^{\alpha_6} X_6^{\alpha_7} X_7^{\alpha_8}$$

ومن المعادلة (٣) يمكن استنتاج الانتاجية الحدية للعنصر الإنتاجي المعامل

$$(ع) \quad \text{وتساوي } \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4 + \alpha_5 + \alpha_6 + \alpha_7 + \alpha_8$$

وقد يمكن الحصول عليها بايجاد التفاضل الجزئي للمتميز من كائنه الى ع والمعادلة

(٣) يس ذلك يمكن صياغة الفرض الاول كما جاء في النظرية الاقتصادية رياضيا كالآتي :

$$(٥) \quad \frac{Y}{X_1} = \alpha_1 + \alpha_2 \frac{X_2}{X_1} + \alpha_3 \frac{X_3}{X_1} + \alpha_4 \frac{X_4}{X_1} + \alpha_5 \frac{X_5}{X_1} + \alpha_6 \frac{X_6}{X_1} + \alpha_7 \frac{X_7}{X_1} + \alpha_8 \frac{X_8}{X_1}$$

= معدل الاجور الحقيقي

حيث ج = معدل الأجور

وذا يعتبر المستثمر العلاقة : كما عبرت عنها المعادلة (٥) معروفة تماماً بحسب

موقعه لان هناك دليلاً خطأ عشوائى يجب ان يضاف الى العلاقة لتكون بالصيغة الاتية :

$$(٦) \quad \frac{Y}{X_1} = \alpha_1 + \alpha_2 \frac{X_2}{X_1} + \alpha_3 \frac{X_3}{X_1} + \alpha_4 \frac{X_4}{X_1} + \alpha_5 \frac{X_5}{X_1} + \alpha_6 \frac{X_6}{X_1} + \alpha_7 \frac{X_7}{X_1} + \alpha_8 \frac{X_8}{X_1} + \epsilon$$

وهذه العلاقة الاقتصادية تمثل فرضاً يطلب اختياره بعد تقدير المعامل في المعادلة

(٣)

٢ - والنال الآخر الذى يمكن ان نسوقه هنا يرتبط بنظرية سلوك المستهلك والتي نعتبر

فيها عن علاقة المنفعة الحدية كالاتى :

$$\frac{\text{المنفعة الحدية للملحمة أ}}{\text{سعر الملحمة أ}} = \frac{\text{المنفعة الحدية للملحمة ب}}{\text{سعر الملحمة ب}}$$

ولما كان تقدير هذه العلاقة صعبا إلا إذا تدخل الباحث النفساني - فإذا فرضنا ان المستهلك يدخل في نطاق ميزانيته سلعا عددها (ن) كان عدد معادلات المنفعة الحدية ، وفقا للنظرية التقليدية ، (ن - ١) معادلة مع قيد هو معادلة الميزانية - والمعادلة الاخيرة تدل على ان الانفاق على السلع والخدمات بالإضافة الى المدخر يساوي الدخل -

يتلو ذلك التعبير عن دالة الطلب رياضيا بأن الطلب على اية سلعة دالسه في جميع الاسعار التي يواجهها المستهلك الى جانب دخله وهذه المعادلة يسهل تقدير معالمها الا ان رأيا له فيتمه يدكرنا بأن دوال الطلب يجب ان تعتمد على الاسعار النسبية والدخل الحقيقي وتصبح معادلة الطلب على السلعة الواوية هي :

$$K = \left(\frac{1}{\mu} , \frac{2}{\mu} , \dots , \frac{N-1}{\mu} , \frac{N}{\mu} \right) \cdot \frac{1}{\mu}$$

$$\dots , \frac{N}{\mu} , \frac{N+1}{\mu} , \dots , \frac{N}{\mu} \cdot \left(\frac{1}{\mu} \right)$$

حيث K = الكمية المطلوبة من السلعة الواوية

μ = صغر السلعة الواوية

Y = الدخل Q = الخطأ العشوائي

وتعتمد خصائص دوال الطلب السابقه مثله في معالمها على دوال المنفعة الفردية والتي لم تشكل من قياسها - وهذا أمكننا الآن قياس دوال الطلب بصورتها الاخيرة - وهي الدوال التي تمكن سلوكي من استنباطها من دوال المنفعة -

معادلة سلونكي الشهيرة والتي تعرف أحيانا بأنها المعادلة الأساسية في
نظرية القيمة يمكن كتابتها كالتالي :-

$$\frac{\partial K}{\partial L} = - \frac{\partial K}{\partial Y} \cdot \frac{\partial Y}{\partial L} \quad \left| \frac{\partial K}{\partial L} = \text{المنفعة} = \text{ثابت} \right.$$

يمكن تفسيرها بأن التغير في الكمية المطلوبة بالنسبة الى التغير في الممر
يتكون من شقين هما : اولا التغير في الكمية المطلوبة بالنسبة الى التغير في الدخل
بالإضافة الى التغير في الكمية المطلوبة بالنسبة الى الممر عند مستوى ثابت من المنفعة ،
والشق الثاني يعرف أحيانا بالآثر الاحلالي بين السلعتين الواوية والطائفة . وهذا
الآثر له خاصية التبادل التي يعرف عنها .

$$\frac{\partial K}{\partial L} = - \frac{\partial K}{\partial Y} \cdot \frac{\partial Y}{\partial L} \quad \left| \frac{\partial K}{\partial L} = \text{المنفعة} = \text{ثابت} \right.$$

رابعا : اهداف الاقتصاد القياسي

يمكن تحديده ثلاثة اهداف للاقتصاد القياسي (١) التحليل بمعنى اختبار النظرية
الاقتصادية (٢) وضع السياسة بمعنى الحصول على التقديرات لمعامل العلاقات الاقتصادية
التي يمكن استخدامها فيما بعد في وضع السياسات الاقتصادية (٣) التنبؤ بالقياس
المستقبله وقال ما نسمى التطبيقات الناجمة في مجال الاقتصاد القياسي الى تحقيق
هذه الاهداف

(١) التحليل - اختبار النظرية الاقتصادية :

استخدم الاقتصاديين في المراحل الاولى لتطوير النظرية الاقتصادية الاسلوب
الوصفي لمراقبة القوانين الاقتصادية الأساسية مطبقين طريقة البحث الاحتباطي .
فهذه النظريات الاقتصادية من مجموعة المفاهيم التي تجمع عن سلوك الافراد

كستهلكين أو متعجبين • ثم وضعت بحفر الفروض الأساسية لرغبات الوحدات الاقتصادية الفردية • فافترضت نظرية الطلب أن هدف المستهلك هو تعظيم أرباحه • أي منفعة • ما ينتفع من دخله مع علمه بأسعار السلع المستهلكة • كما افترض أن هدف المتعجبين هو تعظيم أرباحهم • ومن هذه الفروض استنتج الاقتصاديون بالتحليل المنطقي القوانين الاقتصادية العامة التي جاءت مجردة دون أن نختبر من الناحية التطبيقية فلم تبدل وتتشكك محاولات لاختبار مدى مطابقة هذه النظريات للملوكة الاقتصادية الفعلية للانفراد •

ولما حاد الاقتصاد القياسي فقد هداه أساسا إلى التحقق من النظريات الاقتصادية • أي إلى التحليل • بمعنى حصولنا على الدليل المعلى لاختبار قدرته التفسيرية للنظريات الاقتصادية • ولتقرير مدى شرح هذه النظريات للسلوك الفعلي للوحدات الاقتصادية • فليست هناك اليقين نظرية ما يمكن قبولها إلا إذا دعمها الاختبار التطبيقي حتى وإن انصفت بسلاسة العرض ومنطقية الالطوب •

(٢) وضع السياسة - الحصول على تقديرات معالم العلاقات الاقتصادية بهيكل استخداماتها في وضع السياسات :

تستخدم الأساليب القياسية المختلفة في أغلب الأحيان بهدف الحصول على تقديرات يوثق فيها لمعالم العلاقات الاقتصادية • ويستفاد من هذه التقديرات في الحصول على المرونة وغيرها كالمضاعفات • والمعاملات الغنية للإنتاج • والتكاليف الحدية • والإيرادات الحدية • وكلها أدوات لها أهميتها في اتخاذ القرارات وفي صياغة السياسات الاقتصادية التي تتخذها المنشآت والحكومات • كما أنها تعاون أيضا في مقارنة آثار القرارات المختلفة •

وطى حيل المثال فإن قرار الحكومة بشأن تقييم عملتها يعتمد على درجة كبيرة على الميل الحدي للاستيراد • وكذا على مرونة السعر للصادرات والواردات • فإذا كانت هذه المرونة أقل من الواحد الصحيح فإن إعادة التقييم سوف لا يساعد على الإقلال من العجز في ميزان المدفوعات •

هالمثل ان كانت مرونة الطلب لسلعة ما اقل من الواحد الصحيح ، وكان من غير الطول تخفيض سعرها الذي سيعمل على خفض الايراد من هذه السلعة .
وبالعكس ان كانت المرونة اعلا من الواحد ، كان من الواجب الا تزيد الحكومة من الضريبة على هذه السلعة اذا كانت تهدف الى زيادة دخلها من الضرائب .

ومن كل ذلك تتضح اهمية الحصول على القيم العددية لمعامل العلاقات الاقتصادية التي يمكن ان يزودنا بها التحليل القياسي وهذا يصير اداة ضرورية في صياغة السياسات الاقتصادية .

(٣) التنبؤ بالقيم المستقبلية :

اذا رغبت الحكومة في وضع سياسة للمعامله كان من الضروري دراستها الموقف الحالي للمعامله ، وما يجب ان يكن عليه مستوى المعامله في السنوات الخمس . واطلوب البحث القياسي يمكننا الحصول على تقدير لمستوى المعامله . فان كان المستوى منخفضا اتخذت الحكومة الاجراءات اللازمة لمنع وقوع ذلك . وان كانت القيمة المتنبأ بها للمعامله اعلا من القيمة المتوقعة للقوى العاملة اتخذت الحكومة الاجراءات اللازمة لتفادي التضخم .

وقد تزايدت في السنوات الاخيرة اهمية التنبؤ للاقتصاديات المتقدمة وللخطيط الاقتصادي في البلاد النامية .

خامسا : فروع الاقتصاد القياسي

يمكن تقسيم الاقتصاد القياسي الى فروعين اساسيين هما الفرع النظري والفرع التطبيقي .

وعمل الفرع النظري تطوير الطرق المناسبه لقياس العلاقات الاقتصادية . كما سبق ان اشرنا ان اساليب القياس انما تعتمد اساسا على الطرق الاحصائية التي يمكن تعديلها لتلائم خصائص العلاقات الاقتصادية . ومن اهم هذه الخصائص ان البيانات المستخدمة لقياس الظواهر الاقتصادية قد جمعت من واقع الحيسسة

ولمست نتيجة تجارب معملية • الامر الذى يحتم ضرورة تطوير طرق القياس لتتاسب
هذا النوع من البيانات • هذا الى جانب ان العلاقات الاقتصادية ليست نفسى
الحقيقة كما تفترضها النظرية الاقتصادية او الاقتصاد الرياضى نظرا لتناثر
السلوك الاقتصادى الى حد ما بالاحداث غير المتوقعة • تلك الاحداث المستترة
يأخذها الاقتصاد القياسى في احصائه بادخال المتغير العشوائى فى العلاقات
المدرسة •

وهذه الاساليب يمكن تقسيمها الى مجموعتين : الاولى وهى طرق
المعادلة الواحدة Single equation اى الطرق التى تطبق فى ككل
مرة على معادلة واحدة • والثانية وهى طرق المعادلات الانبثاقية
Simultaneous equation التى تطبق على معادلات النمذجة
آتيا •

ويشمل الفرع للتطبيق استخدام الاساليب القياسية فى المجالات المختلفة
من النظرية الاقتصادية حيث أنها تختبر المشاكل المتعلقة بالابحاث التطبيقية
في ميادين الطلب والعرض والانتاج والاستثمار والاستهلاك وغير ذلك • ويتفحص
من ذلك ان الفرع التطبيقى انما يتضمن استخدام الادوات النظرية لتحليل
الظواهر الاقتصادية والتهتم بالسلوك الاقتصادى •

الفصل الثاني :

الطوب البحث القياسي

أولاً : تطعيم البحث القياسي

أحدث كثير من النظريات الاقتصادية عدد ونوعها على أسلوب البحث الاستنتاجي ، الذي يتلخص في جمع الباحث للبيانات المختلفة عن الظواهر الاقتصادية ، موضوع البحث ، وتطبيق التحليل المنطقي أو الرياضي عليها لتصل منها إلى نتائج يعينها في النهاية في شكل نظريات عامة . فتدريجياً توازن المحسوس وتوازن المنتج كلها نظريات قامت على أساس البحث الاستنباطي . ولما كان الباحث الاقتصادي ياتبع الأسلوب التحليلي ، فهو ينطبق على تعقيد المشكلة نتيجة لما وضعه من فروض أساسية وبديلة توجهه إلى كبر مساس الاستنتاجات التي تعتمد على الاجتهاد في التفسير ، فقد كان من الأفضل اللجوء إلى الأسلوب الاستقرائي الذي يعتمد على التجربة والملاحظة ، ولا شك أن اتبع مثل هذا الأسلوب يتطلب استخلاص الأدوات التي تعاون في التحليل . ومن أهم هذه الأدوات كان الإحصاء . فقد بدأ استخدام الإحصاء وأعماله منذ أرائسبل هذا القرن فظهرت على بسط المثال البارومتري المعروف التي أصدرتها جامعة هارفارد - وهي مقاييس لم تستخلص على أساس نظري سليم - كما ركبت الأرقام القياسية لاسعار الأروان العالية والأرقام القياسية لقياس نشاط الأعمال المكونة من رقم قياس لمستوى الاسعار والرقم القياسي لانتاج الحديد الخام باعتباره مادة أساسية وغير ذلك من الأرقام التي تتأثر بمستوى النشاط الاقتصادي .

واستمر العمل بهذا الأسلوب قرابة الهم قرن وكانت المصه الأساسية للباحثين هي تحليل السلاسل الزمنية إلى مركباتها المختلفة من تغيرات دورية

بوضعية واتجاه عام . وكان التفكير اسامه ان الزمن هو المسئول عن تكوين هذه المركبات على ان يتولى الباحث تفسيرها . بمعنى ذلك ان الباحث كان هدفا دائما هو قياس محصلة القوى الاقتصادية التي تؤثر على اوجه النشاط من الاهتمام بقياس هذه القوى والتعرف عليها .

والى جانب ذلك ، اى الى جانب القياس من الاقتصاد على النظرية ، كانت المحاولات مستمرة لتدعيم الصلة بين النظرية والملاحظة . ومن اهم هذه المحاولات كانت محاولة الاستاذ هنرى مور ، عندما حاول التعرف على الموازنات المؤثرة على الاسعار . ثم تلتها محاولات كوب ودوجلاس لقياس دوال الانتاج . كما اهتم بعض الاقتصاديين بقياس معادلات الطلب وخرجت دراسة هنرى شولتز السبق تناولت اساس نظرية الطلب في صيغتها الرياضية بالاضافة الى ما قام به من قياسات بعض العلاقات للحصول على مرونة الطلب لعدد من السلع في حقبات الولايات المتحدة خلال فترة ما بين الحربين العالميتين وذلك في كتابة المعروف

" The Theory and Measurement of Demand".

ثم ما لبث ان بدأ التطور وتشتعت الدراسات بتناول العلاقات بين الظواهر المختلفة وذلك بتحليل المون بدلا من تحليل السلع .

الى ان جاءت محاولة هارولد فات بمساعدة الامم (الامم المتحدة) فسمى اواخر السنوات الثلاثية عندما طلب من الاستاذ تينبرجن دراسة اسباب حالة الكساد التي عت العالم في اوائل السنوات الثلاثية وذلك باسلوب احصائي يكسب من التحقن من النظريات الاقتصادية الفائد وقتئذ . فخرج بدراسة المعروفة

" Statistical Testing of Business Cycle Theories".

وقد اشتملت الدراسة على ٤٠ معادلة تمثل العرض والطلب وتكوين الدخل واسعار الفائدة والاستثمار الى غير ذلك .

من ثم تطورت الاجاليب الاحصائية ودخلها جبر المعقولات وانتهت كل هذه
المحاولات بظهور علم الاقتصاد القياسى كعلم مستقل . وكانت اول خطوه اتبعت
لتدعيم ذلك انشاء جمعية الاقتصاد القياسى *Econometric Society*
واصدار مجلة لنشر البحوث التخصصه فى هذا الميدان باسم *Econometrica*.

ثانيا : اسلوب البحث القياسى

تهتم بحوث الاقتصاد القياسى بالتطبيق بقياس معالم العلاقات الاقتصادية،
والتنبؤ بالقيم المستقبله لتغيرات هذه العلاقات . والعلاقات التى يمكن قياسها
باستخدام اى من طرن البحث القياسى هى العلاقات المجهيه . وتضم هذه العلاقات
بعض التغيرات التى يفترض ان تكون سببا فى تغير التغيرات الاخرى . ومن ههنا
يتضح ان المعادلات التعريفية *Definitional* تتطلب القياس وطبىقى
سبيل المثال فالمعادلة $Y = K + S$ حيث Y = الدخل ، K = الاستهلاك ، S =
الاستثمار والمعادلة بشكلها السابق هى التعريف الرياضى للدخل القومى كما جسا
فى النظرية الاقتصادية ، ونلاحظ انها لا تفسر تحديد مستوى الدخل او اسباب
التغير فيه . وبأتى تأكيذا لهذه النقطة من ان بعض الباحثين يحاولون قياس
علاقات هى فى الحقيقة لا تعد وان تكون تعريفات بسيطة ولا تعبر عن علاقات سببيه
بين التغيرات الداخلة فيها .

ويمكننا ان نبسط هنا خطوات البحث القياسى فى اربعة خطوات :

- ١ - توصيف النموذج *Specification* وفيها تتم محاولة قياس الظاهرة
موضع التحليل . وتعرف هذه الخطوة ايضا بأنها خطوة صياغة الفروض .
- ٢ - تقدير المعالم *Estimation* . باستخدام انسب طرن البحث القياسى .
وتعرف بانها خطوة اختيار الفروض .

٣ - تقييم التقديرات (Evaluation) ومدى قبولها ودرجة الثقة فيها .

٤ - التنبؤ (Forecasting) واختبار قدره التنبؤية للنموذج .

والخطوات الثلاثة الاولى هي اهم الخطوات في البحث القياسي كما تتطلب خبرة الاقتصادى وصهارته في النظم الاقتصادية . والخطوات الثلاثة الاخيرة تتطلب المعرفة بالتواحي النظرية للاقتصاد القياسى .

وفىما يلى شرح بسيط لكل خطوة من الخطوات السابقة :

١ - توصيف النموذج

يعتبر التوصيف الخطوه الاولى وهى اهم الخطوات ، ويحاول فيها الباحث القياسى دراسة العلاقة بين المتغيرات وصياغة هذه العلاقة في صورتها الرياضية ، بمعنى توصيف النموذج الذى سيتم عن طريقه بحث الظاهرة الاقتصادية تطبيقيا .

ويتضمن التوصيف : (١) تحديد المتغير التابع والمتغيرات المعمره .
(٢) تعيين التوقعات النظرية والفلبية لاشارات وقيم معالم الدوال وهى المقاييس النظرية التى على اساسها سيتم تقييم التقديرات المتحصل عليها لمعالم النموذج (٣) تحديد الصيغة الرياضية للنموذج من حيث عدد المعادلات وكونها خطية او غير خطية . . . الخ .

ويعتمد توصيف النموذج القياسى على النظرية الاقتصادية وكل ما يتوافر لدينا من معلومات عن الظاهرة موضوع الدراسة . ولذا كان لزاما على الباحث القياسى الماهم بالنظرية الاقتصادية ، ومختلف الدراسات التى سبق ان اجرى است ، وكافة البيانات المتوافرة عن خصائص العلاقة التى يتناولها بالبحث .

(١) متغيرات النموذج :

يعنى للباحث القياسى ، من مصادر المعلومات التى سبق ذكرها ، ان يحدد المتغيرات التى سيكون لها اثرها على المتغير التابع . فالنظرية

الانتمادية تشير الى تلك المتغيرات في كل حالة . وعلى سبيل المثال اذا رغب الباحث القياس في دراسة الطلب على سلعة ما كان المصدر الاول هو النظرية الاستاتيكية للطلب التي تشير الى التغيرات المحددة للطلب وهي : سعر السلعة ، وأسعار السلع الاخرى (البدله او المكمله) ، والدخل ، والتفضيلات المختلفة . وعلى هذا الاساس تكون الصيغه العامه لدالة الطلب هي :

$$Q = f(P, P_c, Y, T)$$

حيث Q = الكمية المطلوبة من السلعة

P = سعر هذه السلعة

P_c = سعر السلع الاخرى

Y = الدخل

T = القياس المناسب لاذواق المستهلكين

كما تشير الدراسات السابقة في هذا المجال الى ان هناك متغيرات أخرى بخلاف المتغيرات الاربعه المذكوره ، والتي نغترحها النظرية الاقتصادية ، ذات أثر على الطلب كالدخل في الفترات السابقة (Y₋₁ ، Y₋₂ ، ...) والضرائب ، وسياسة الحكومه في التسليف (S) ، وتوزيع الدخل (I) . فكون دالة الطلب الجديدة هي :

$$Q = f(P, P_c, Y, Y_{-1}, Y_{-2}, S, I, T)$$

ولا يغفل ان ننو ايضا عن متغيرات اخرى يمكن اضافها في حالات اخرى . كما هو الحال هذه دراسة الطلب على الصادرات من سلعة ما . وهذه التغيرات هي على سبيل المثال سياسات الانزا ، Dumping ، والتعريفات المختلفة في البلاد المستورده ، والقيود على النقد الاجنبي في هذه البلاد ... الخ .

ومن الواجب ان نضع هنا ان عدد التغيرات المدخلة في التنبؤ انسابا يتوقف على طبيعة الظاهرة موضع الدراسة ، والهدف من البحث . وغالبا ما يقتصر

الامر على اعمار اربعة او خمسة من التفسيرات المفسره الهام مع اخذ التفسيرات
الاخرى الاقل اهمية في الاعتبار من خلال التفسير العشوائي .

(٢) اشارات وقيم المعالم :

ان نفس المصادر السابقة للمعلومات هـ هي النظرية الاقتصادية
والبحوث السابق اجرائها هـ سوف تلقى الضوء على ما نتوقعه لاشارة β لقيم
المعالم .

فاذا تضمن البحث دراسة دالة الطلب لسلعة ما في الصورة :

$$ص = \beta + \beta_1 س + \beta_2 ع + \beta_3 ي + \beta_4 ن$$

فاننا نتوقع . وفقا للنظرية العامة للطلب الحقائق الآتية :-

(أ) الاشارة السالبة للمعلم β تأكيداً لقانون الطلب الذى يفترض

العلاقة العكسية بين الكمية المطلوبة والسعر .

(ب) الاشارة الموجبة للمعلم β_1 حيث الدخل والكمية المطلوبة

بينهما علاقة موجبة الا في حالة السلع الدنيا .

(جـ) الاشارة الموجبة للمعلم β_2 في حالة ما اذا كانت السلعة الاخرى

سلعة بدله هـ والاشاره السالبة لنفس المعلمة اذا كانت السلعتين

مكملتين .

اما بالنسبه لقيم المعالم (ب_٣) التى تدخل في حساب المرونة هـ فتشير

النظرية الى ان قيمة المرونة انما تتوقف على طبيعة السلعة وى توابع البدائل .

فاذا كانت السلعة ضرورية توقعنا ان تكون كل من مرونتى السعر والدخل عدد يسا

صغير هـ اما اذا كانت كالية كانت هذه المرونة عدد يا كبيره بافتراض عدم

توافر البديل لهذه السلعة هـ اما المرونة المتقاطعة للطلب على السلعة الاولى

بالنسبه لسعر السلعة الثانية هـ انما تتوقف على وى كون السلعة الثانية بدله

او مكمله للسلعة الاولى . فان كانت السلعة الثانية بدله للسلعة الاولى كانت

المرونة المتقاطعة كبيرة .

وفي مثال آخر - دالة الاستهلاك في صورتها البسيطة حيث يتوقف الاستهلاك
(م) على الدخل (ي) :

$$م = ب + ب١ ي + ن$$

وفي هذه الدالة تكون المعلمة ب هي الميل الحدي للاستهلاك وهو موجب
الاشارة بقيمة تتراوح بين الصفر والواحد الصحيح ، صفر > ميل الحدي للاستهلاك <
١ ، بينما الثابت ب من المتوقع ان يكون موجبا ايضا ، ومعنى الثابت
الموجب انه حتى وان انعدم الدخل (صارته قيمته صفر) كان الاستهلاك موجب
القيمة اذ يلجأ المستهلك الى الانفاق من مدخراته السابقة ، او الى الاستدانة
او الى اية طريقة اخرى لمواجهة متطلباته .

ويتطلب تعددنا لطبيعة المعلمة من حيث انها عادة أو دنيا ، ضرورة
أو كماله ، لها بدائل أوليت لها بدائل ، دراسة ظروف سوق المعلمة البحوث .

اما اضافة بعض المتغيرات او اعتماد البعض الاخر من دالة ما فيمكن
ان ننظر اليه باعتبار ان المعلمة لا تساوى الصفر او تساوه ، فاذا رأى الباحث
استبعاد متغير ما من الدالة فعنى ذلك انه قد افترض ان قيمة معلمة هذا المتغير
انما تساوى الصفر ، واذا افترض اضافة المتغير الى الدالة فان ذلك يعنى ان قيمة
معلمته انما تختلف عن الصفر . وطبيعة الحال ان القياس احيانا قد يغير الى عدم
معنوية بعض المتغيرات التي اضيفت الى الدالة ، الامر الذى يتطلب منا اعتماد
هذه المتغيرات .

ونخلص من ذلك ان طبيعة الظاهرة الاقتصادية التى نرغب فى دراستها
هى التى تحدد عدد متغيرات النموذج فى بادئ الامر ، بينما يتوقف هذا العدد
فى النهاية على مدى اجتياز تقديرات المعامل للقياس الاقتصادية والاحصائية
والقياسية المعروفة .

(٢) الصياغة الرياضية للنموذج من حيث عدد المعادلات وكونها خطية

وغير خطية الخ .

ان النظرية الاقتصادية قد لا تتعرض للصيغة الرياضية للعلاقات او عدد المعادلات التي يتضمنها النموذج الاقتصادي ، كما هو الحال في حالة نظرية المستهلك حيث لم يتحدد ما اذا كان الطلب على سلعة ما لا بد من دراسته عن طريق نموذج المعادلة الواحدة ، او عن طريق مجموعة المعادلات الآتية . كما ان خطية المعادلة او عدم خطيتها لا تحدد ها النظرية الاقتصادية . هذا وان كانت النظرية تشير الى بعض الدلائل عن صيغة دالة الطلب . فمن الناحية الاستاتيكية فان نظرية الطلب قد بنيت على ان سلوك المستهلكين رشيد ، وانهم لا يتعرضون للوهم النقدي . ومعنى هذا الغرض أنه اذا تغيرت كل الاسعار والدخول بنفس النسبة فان المستهلك الرشيد سوف لا يغير من نمط استهلاكه ، اى انه سوف لا يغير من استهلاكه للسلع المختلفة . وتعبير آخر يمكن القول بان دالة الطلب دالة متجانسة من الدرجة الصفرية .

وفي معظم الاحيان فان النظرية الاقتصادية لا تتحدد بصراحة الصيغة الرياضية للعلاقات الاقتصادية . ولعله من المفيد ان تعرض البيانات بأخذ المتغير التابع مع كل من المتغيرات المفسرة في اشكال انتشار لتلقى بعض الضوء على اختيار الصيغة الرياضية التي تظهر بها الدوال المختلفة . كما يمكن للباحث القياس ايضاً ان يمارس التجربة فيلجأ الى المعادلات الخطية ونظر الخطية ، وطبيعية ان يختار منها ما يوصله الى نتائج مرضية باستخدام الاحاليب الاحصائية الدقيقة .

وتظهر المعادلات غير الخطية عادة في صورة كثيرات حدود مثل

$$y = a_0 + a_1x + a_2x^2 + \dots$$

$$y = a_0 + a_1x + a_2x^2 + a_3x^3 + \dots$$

وعلى الباحث القياسي وحدة ان يحددها اذا كانت الظاهرة موضع الدراسة

حيث نقياسها بنموذج المعادلة الواحدة او بنموذج المعادلات الآتية . فاذا كانت العلاقة الاقتصادية معقدة وتم قياسها بنموذج المعادلة الواحدة أدى ذلك الى حصولنا على تقديرات خاطئة لمعاملاتها .

هذا وان كان جزءا كبيرا من البحوث القياسية التطبيقية يعتمد اساسا على نماذج المعادلة التي تقدر معاملاتها بطرق قياس المعادلة الواحدة . ولا شك انه اسلوب غير سليم .

ومن الملاحظات عدد المعادلات ، اى حجم النموذج ، انما يتوقف على (١) درجة تعقيد الظاهرة الاقتصادية ، موضوع البحث ، (٢) الفرض الذى من اجله يتم قياس النموذج ان كان للتنبؤ او للحصول على معالم ديفيئة ، (٣) مدى توافر البيانات وامكانيات اجراء العمليات الحسابية لدى الباحث . ومن اجل ذلك فانه يمكننا تبسيط النموذج في بعض الحالات بحذف المعادلات نظرا لعدم توافر البيانات او الامكانيات المادية او الوقت اللازم .

ويتضح مما سبق ان خطوط التوصيف تعتبر من اهم واصعب خطوات البحث القياسى ، ولعل من اهم اسباب عدم دقة توصيف النماذج الاقتصادية (١) ان يكون ما جاء في النظرية الاقتصادية خاصا بها غير محدد ، (٢) ان تكون معلوماتنا عن المتغيرات الداخلة في النموذج محدودة (٣) صعوبة الحصول على البيانات اللازمة في حالة النماذج الاقتصادية الكبيرة .

ومن اهم الاخطاء المعروفة في التوصيف هي افعال بحر التفسيرات ، واهمال بعض المعادلات ، والصياغة الخاطئة للدوال .

٢ - تقدير معالم النموذج

يبدأ الباحث القياسى ، عقب انتهاء من توصيف وصياغة النموذج ، فسى الحصول على التقديرات الكمية لمعامل هذا النموذج . ويعتبر التقدير علائقيا بحثا ويتطلب الالام الكامل من الباحث القياسى بكافة اساليب القياس ، التي تنحصر في :

- (١) تجميع البيانات الاحصائية عن المتغيرات الداخلة في النموذج .
 - (٢) اختبار شروط التمييز للذوال .
 - (٣) اختبار مشكلة التجميع بالنسبة للمتغيرات .
 - (٤) تقدير معامل الارتباط بين التسميات المضمرة اى اختبار دوجة لاؤدولج الخطى .
 - (٥) اختبار الاحاليب القياسية المناسبة لتقدير معالم الدالة .
- وفعلا على شرح للنقاط السابقة كل على حده :

(١) تجميع البيانات الاحصائية المستخدمة في تقدير معالم النموذج اما (أ) ففى صورة سلاسل زمنية او (ب) من قطاعات مستمرة . كما هو الحال عند اختبار عنسب من بيانات ميزانيات الاسر التى تحير الى اوجه انفاق كل اسره على السلع المختلفة والى دخل هذه الاسر وتركيبها وتوز ذلك من خصائصها الديموجرافية والاجتماعية والمالية . (ج) وقد تجميع ايضا البيانات عن الاحاليب القبية للانتاج من منتجى السلع المختلفة لاستخدامها في دراسة دوال الانتاج وعلاقة المستخدم والمنتج . (د) ونسب حالة الدوال التنظيمية كالدوال الحاصه بالضرائب . فتجمع بياناتها مباشرة من وانسب القوانين المفروضة . (هـ) واخيرا فهناك العوامل ذات الاثر على التغير التابح والنسب لا يمكن قياسها احصائيا لكونها متغيرات نوعية كالمهنة والدين والنوع . وكلنا يعلم انرها على استهلاك الخبز واللحم وادوات الزينة . وهذه العوامل يمكن ادخال انرها في الدوال عن طريق المتغيرات المدددة *Dummy Variables* .

والبثال على ذلك دراسة الطلب على الخبر من بيانات القطاع المستمرض حيث نجد ان عامل النوع (ذكر او انثى) ذو تاثير على هذا الطلب . فيمكن تمثيل هذا العامل بالتنسبير المدددى نيمطى رقم واحد في حالة المستهلك الذكر . ورقم صفر في حالة المستهلك الانثى . ويمكن ايضا ان تعتبر ملكية السيارة متغيرا يعبر عنه بتغير عدد ١ في حالة دراسته الطلب على البنزين من بيانات قطاع مستمرض . فالمستهلك الذى يملك السيارة يحطسبى الرقم واحد . والذى لا يملكها يحطسبى الرقم صفر .

وهناك العديد من المشاكل التي تتعرض لها نتيجة استخدامنا لنوع معين من البيانات دون النوع الآخر عند قياس النموذج . فيختلف معنى المعلمات المقصود في حالة استخدامنا لبيانات السلاسل الزمنية عنه في حالة استخدامنا لبيانات القطاعات المستمرة . وقد تلجأ بعض الاحيان الى الجمع بين هذين النوعين من البيانات .

(٢) التميز هو مشكلة يجب اجتيازها من خلال الاجراء المناسب حتى يتسنى لنا الحصول على معالم يتم تقديرها بالاسلوب العياني الملائم ، فتكون هي المعالم الحقيقية للدالة موضوع البحث . وتبرز هذه المشكلة عندما نحصل على تقديرات ليس هناك ما يؤكد كونها تفسر الدالة المقصود بها الدراسة ام دالة اخرى لها نفس الصياغة من الناحية الاحصائية .

والمثال على ذلك دالة الطلب التي يتم قياسها للسلعة ما خلال فترة يثبت فيها كل مسن الدخل والمتغيرات الاخرى ويتغير فيها المعمر . ويتربط على ذلك ان كلا من المعمر والطلب سيتوقف على سعر السلعة اى ان :

$$ك = ط = د (ع) \quad هـ = ك = د (ع)$$

فاذا فرضنا اننا سنعمل على قياس دالة الطلب مستخدمين بيانات السلاسل الزمنية التي تسجل الكميات المطلوبة والاسعار المناظرة ، ولكن الكميات المطلوبة هـسى في نفس الوقت الكميات المباعة اى ان $ط = هـ$ فربما لاصحارية (ع) . فاذا ما استخدمت بيانات كل من ك هـ صار من غير البؤ ك ما اذا كانت المعالم القيسه لدالة الطلب $ك = ط$ لدالة العرض . ولكن هناك بعض القواعد التي يمكن عن طريقها تمييز معالم الدالة .

(٣) تنشأ مشاكل التجميع عند استخدام متغيرات مجمعة في الدالة . فسنجد يتم التجميع على مستوى الافراد كما هو الحال بالنسبة للدخل الكلى وهو مجموع دخول الامراد ، والنتائج الكلى وهو مجموع نواتج المنشآت . ويتم التجميع ايضا على مستوى

الملح . فإذا تم التجميع لكميات الملح أو أسعارها استخدمت الأرقام التفاضلية بالصيغ المناسبة للكمية أو السعر . مثال ذلك قياس دالة الطلب على الغذاء الذي تفسره التغيرات : الدخل الكلى ، وسعر الغذاء ، وسعر السلع الأخرى وكلها تظهر بصورة مجمعة .

ويتربط على وجهها في مشاكل التجميع تحيزا في تقدير المعامل يسمى " تحيز التجميع " ولذا كان من الواجب اختيار معادير الخطأ قبل قياس الدالة .

(٤) ترتبط أغلب التغيرات الاقتصادية نظرا لتغيرها آتيا في مختلف أوجه النشاط الاقتصادي . فالدخل والمال والاحتلاك والاستثمار والصادات والواردات والضرائب تنمو كلها في فترات الرخاء وتنخفض في فترات الكساد . ونتيجة لذلك فهناك درجة من الازدواج الخطي بين هذه التغيرات الاقتصادية ترجع جميعا الى النمو والتقدم الفنى . فإذا كان الارتباط قويا ، فإن التقديرات المتحصلة عليها تكون مغلفة ، إذ يكون من المتعذر فصل اثر كل من التغيرات المفصلة تحت هذه الظروف . فالأسعار والأجور تتزايد معا ، فإذا اضيف هذين التغيريين في دالة الطلب ضمن التغيرات المفصلة ، صار من المحتمل جدا حصولنا على تقديرات غير دقيقة للمعامل .

(٥) يتم تقدير معالم العلاقات الاقتصادية بعدة طرق يمكن تلخيصها

في مجموعتين :

أ - طرق المعادلة الواحدة - وتلجئ على المعادلات فرادى وأهمها طريقة المبيعات الصغرى العادية ، وطريقة المبيعات الصغرى غير المباشرة ، وطريقة المبيعات الصغرى طمس مرحلتين ، وطريقة الامكان الأكبر للمعلومات المحدودة لتفسير ذلك من طرق التقدير المختلطة .

ب - طرق المعادلات الآتية - وتطبق على مجموعة المعادلات في نفس الوقت فتحصل منها على تقديرات لمعالم الدوال أنيساء،
واهمها : طريقة المربعات الصغرى على شكله مراحـــــل،
وطريقة الأماكن الأكبر للمعلومات الكاملة.

ويتوقف اختيارنا لاي من هذه الطرق على عدة عوامل أهمها :

١ (طبيعة العلاقة وغروفيها التمييزية

ب (خصائص تقديرات المعالم المحصل عليها باستخدام كل من الطرق السابقة

وهذه الخصائص هي : عدم التحيز والانساق والكفاءة والكفاية .

ج (مدى أهمية كل من الخصائص والتي يحددها الغرض من البحث القياسي .

د (بساطة الطريقة من حيث سهولة الحساب وقلة البيانات المطلوبة .

هـ (الوقت والتكاليف اللازمة .

ولا شك ان قصر البيانات يعتبر من اهم الاسباب لاجابنا مســـــن

استخدام انسب طرق التقدير من الناحية النظرية . والتجائنا الى احدى الطرق

الاخري ، اخذا في الاعتبار الآثار المترتبة عن الاخطاء المحتملة في التقديرات .

وبعد اختيار طريقة التقدير يتحتم على الباحث القياسي ذكر الفروض

الخاصة بالطريقة المختارة ، واختبار آثارها على تقديرات المعالم . وتختص هذه الفروض

بشكل توزيع المتغير المعقـــــو (ن) والعلاقات القائمة بين المتغيرات المفسره . وهذه

الفروض وان كانت تتعلق بمتغيرات النموذج الا انها تذكر عادة على انها تخص طريقة

التقدير المستخدمة . فاذا لم يتحقق هذه الفروض كانت التقديرات متحيزه وصار مســـــن

الصعب علينا التنبه بهـــــا .

٢ - تقييم التقديرات

ويقصد بالتقييم التأكد مما اذا كانت التقديرات تتفق والناحية النظرية

ويمكن قولها من الناحية الاحصائية . وجواب التقييم هي :

- (١) من الناحية الاقتصادية وتحدد بها النظرية الاقتصادية .
- (٢) من الناحية الاحصائية وتحدد بها النظرية الاحصائية .
- (٣) من الناحية القياسية وتحدد بها النظرية الاقتصادية القياسية .

(١) المعايير الاقتصادية :

وتحدد بها النظرية الاقتصادية وتهتم باشارات وفيه المعالم
التقريبية . ومعالم النماذج الاقتصادية هي : المرونات والقيم الحدية والمضاعفات
والميل الحدية .

(٢) المعايير الاحصائية :

وتحدد النظرية الاحصائية الاحتمالات المستخدمة والسهي
تهدف الى تحديد درجة الثقة الاحصائية في معالم النموذج المقدره . واهم هذه
المقايير الاحصائية هي معامل الارتباط والانحراف المعياري (او الخطأ المعياري)
للمعالم .

يعبر مربع معامل الارتباط ، معامل التحديد ، المحسوب
من عينة البيانات المتوافره عن التغيرات ، عن نسبة التغيرات الكلية في المتغير
التابع التي يمكن شرحها عن طريق التغيرات في المتغيرات المفسره . وبغير الانحسار في
المعيارى أو الخطأ المعياري للمعالم درجة تباين التقديرات حول المعالم الحقيقية
نكلها كم الخطأ المعياري كلما قلت درجة الثقة في المعلمه .

ويأتى المعيار الاحصائى في المرتبة الثانية بعد المعيار
الاقتصادي ، فاذا جاءت التقديرات باشارات أو قيم مخالفة كان من الضروري رفضها
حتى وإن كان معامل الارتباط كبيراً وكانت الأخطاء المعيارية مقبولة احصائياً .
حيث أن المعالم وإن كانت تتفق والمعايير الاحصائية إلا أنها لا تتفق والمعايير
الاقتصادية القبلية الدلريسية .

(٣) المعايير القياسية :

وتحدد ما نظرية الاختيار القياسي • وتهتم هذه المعايير القياسية بإرشاد الباحث الى ما تنص عليه التقديرات من خصائص كعدم التحيز والاتساق وغير ذلك • وتحدد المعايير القياسية الى البحث عن مدى مطابقة فروض الاسب القياسية المستخدمة والتي تختلف باختلاف الطرز القياسية • وجميع هذه الظواهر تفترض استقلال قيم المتغير العشوائى في النموذج • ويؤدى هذا الفرض الى عدم وجود الارتباط الذاتى للنواتج • فاذا لم يتحقق فإن الخطأ الميكانيكى للمعامل لا يؤخذ به كمعيار للمعنوية الاحصائية • واختبار فروض الارتباط الذاتى تستخدم الاختبارات الخاصة بذلك كاختبار " ديرين واطسن " .

كما تفترض الطرز القياسية ضرورة تمييز الدالة والا كانت تقديرات المعالم لا معنى لها • وتتضمن قواعد التمييز الاختيار القياسي الذى يهدف الى التعرف على مدى تحقيق فروض من أهم فروض جميع الطرز القياسية •

ويتضح مما سبق ان تقييم النتائج المتحصل عليها أمر ليس بالمهولة بما كان • اذ يتحتم على الباحث ضرورة استخدام جميع المعايير الاقتصادية والاحصائية والقياسية قبل قبول او رفض رأى من التقديرات • واذا لم يتحقق فرض قياسي • فغالبا ما يعاد توصيف النموذج بإضافة او حذف او تعديل بعض المتغيرات لنبدأ بمسألة ذلك في تقدير المعالم للصيغة الجديدة • واختبارها بالمعايير التى سبق الاشارة اليها •

٤- تقييم القدرة التنبؤية للنموذج

ان من اغراض البحث القياسى الحصول على تقديرات لمعالم العلاقات الاقتصادية توطئة لاستخدامها في التنبؤ بالقيم العددية للتغيرات •

وقبل استخدام النتائج المتحصل عليها في التنبؤ يجب علينا ان نقيم القدرة التنبؤية للنموذج • علينا ان نتأكد من اننا النتائج والنظرية الاقتصادية المستخدمة الى جانب صلاحها من الناحيتين الاحصائية والقياسية خلال الفترة الزمنية للتقدير •

أعضا في الاحجاز ان التفرقة السريعة في المعالم الهيكلية سوف يجعل من تفسير
النائب اجراء التنبؤ المطلوب . يتم فهم القدرة التنبؤية للنموذج بأحسب
الطريق الا انه يلغى في استخدام تقديره معالم التنبؤ لفترة زمنية لا يحصل
في فترة معينة ، ثم مقارنة القيمة التحصل فيها بالقيمة الفعلية للتغير الكلي
والفرق المتوخى بين الميتين المحسوبة والفعلية يجب ان يتناقص مع زيادة
ناذا كان الفرق معنويا تأكد لنا ان القدرة التنبؤية للنموذج في المعينة الاخيرة -
ضعيفة .

والاسلوب الثاني يخصص في اعادة تقدير معالم النموذج بعد اضافة
بيانات الفترة الجديدة ، ثم مقارنة التقديرات الجديدة بالمسابي الحاصل فيها ،
واختبار معنوية الفرق بالطرق الاحصائية المناسبة . وتنحصر الاسباب المختلفة
التي تؤدي الى حملنا على تنبؤات ضعيفة المستوى في الآتسى :

(١) عدم دقة البيانات الخاصة بالتغيرات المفردة .

(٢) عدم دقة تقديرات المعالم .

(٣) تغير ظروف النموذج مما يجعل من التعمد استخدام التقديرات
القديمة لتحقيق الغرض . ويهتم في هذه الحالة اعادة التقدير
على اساس الاوضاع الجديدة .

ويمكن ان نمرر مثالا لطريقة التنبؤ . اذا فرضنا ان دالة الطلب
للمعدة في قيس بالاسلوب المعادلة الواحدة من بيانات السلاسل الزمنية
خلال الفترة ١٩٥٠ - ١٩٦٨ وكانت نتائجها :

$$ك = ١٠٠ + ٥٠ ي - ٣٠ ح$$

وللتنبؤ بقيمة الطلب على هذه المعدة لعام ١٩٧٠

$$\text{حيث } ي = ١٠٠٠ \text{ و } ح = ٥$$

$$\text{فان } ك = ١٩٧٠ = ١٠٠ + ٥٠ (١٠٠٠) - ٣٠ (٥)$$

$$= ١٦٥٠ \text{ طن}$$

فإذا كان الطلب الفعلي على هذه السلعة عام ١٩٧٠ يساوي ٤٥٠٠ طن
فإن الفرق بين الطلب المقدّر والطلب الفعلي يقابل ٤٥٠ طن • وهذا الفرق
يمكن اختبار معنويته بعدد طرق فإذا ثبتت معنويته وجب علينا البحث عن أسباب
الخطأ في القيمة المقدّرة • علا على تحسين القدرة التنبؤية للنموذج •

الفصل الثالث

Economic Models النماذج الاقتصادية

أولاً - تعريف

لما كانت موارد المجتمع الانتاجية نادرة ، بينما حاجات الانسان ورغائمه هديده ولا نهائية ، فان الباحث أو المحلل الاقتصادي يجه ان يدرس الطريقة التي تتفاعل بها القوى الاقتصادية في المجتمع ، بمعنى انه يريد ان يفهم افضل استخدام للموارد الانتاجية لخلق السلع والخدمات بأكبر كفاية انتاجية ، أى بأفضل نفقات ممكنة ، الى جانب التعرف على كيفية توزيع المنتجات على افراد المجتمع ، وتحديد ما ينقذه المجتمع في شراء السلع الاستهلاكية ، وما يضيفه الى الموارد الاصلية ، أى ما يدره ، للمعاونة في زيادة الانتاج مستقبلاً .

ويتطلب تحقيق ذلك كله الوقوف على العلاقات القائمة بين العوامل الاقتصادية المختلفة المكونة للهيكل الاقتصادي للمجتمع ، وهذه العلاقات في مجموعها تكون ما يسمى بالنموذج الاقتصادي . مثال ذلك النموذج الذي وضعه كينز Keynes . ليعرف لنا الناتج (الدخل) القومي ، ويشمل : معادلة لتفسير الاستهلاك ، وأخرى للاستثمار ، بالإضافة الى ثالث تعرف الناتج (الدخل) القومي بأنه مجموع الاستهلاك والاستثمار . كما قد يكون النموذج لسلعة ما في سوق معينة ، ويتكبر نفس هذه الحالة من ثلاث معادلات : واحدة لتصف لنا الطلب ، وأخرى تتناول العرض ، وثالثة تمثل شرط التوازن بين العرض والطلب .

فالنموذج الاقتصادي افن هو المجموعة المتكاملة من المعادلات الرياضية التي تشرح العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية المختلفة ، وذلك بهدف تحديد العوامل

التي تؤثر في النواحي الاقتصادية للمجتمع أو السوق ، وكذلك الحصول على تقديرات
للمعالم المعادلات بعد حلها آتيا . وتسمى هذه المعادلات بالمعادلات الهيكلية .

أن جودة النموذج القياسي يمكن الحكم عليها وفقا للخصائص الآتية :

١ - المطابقة النظرية :

يجب أن يكون النموذج متشبيها مع مفروض النظرية الاقتصادية .

٢ - القدرة على التفسير :

لاشك أن يكون النموذج قادرا على شرح البيانات الحفظية ومتسا مع
السلوك المشاهد للمتغيرات الاقتصادية التي يحددها النموذج علاقاتها .

٣ - دقة تقديرات المعالم :

يجب أن تكون تقديرات المعالم بالدقة الكافية حتى يمكن اعتبارها أحسن
المعالم الحقيقية للنموذج الهيكلي ، وأن تكون لهذه التقديرات صفات أهم التحسين
بالاتيان والكفاءة .

٤ - القدرة على التنبؤ :

أن يكون النموذج قادرا على التنبؤ بغير مقوله للمتغيرات الداخلية .

٥ - البساطة :

يجب أن يعرض النموذج العلاقات الاقتصادية في بساطة تامة . فكلما
قلت المعادلات وزعت رياضيا في أبسط صوره كان النموذج أحسن من غيره بشرط
توافر الخصائص السابقة .

وباختصار أنه كلما توافرت الخصائص السابقة كلما كان النموذج مقبولا
من الناحية التطبيقية .

ثانيا - المتغيرات الاقتصادية

أصبح من الواضح الآن أنه من الممكن أن نصفاى نظام اقتصادى بمجموعة
من المعادلات الآتية التي تعبر عن العلاقات المتداخلة بين القيم الاقتصادية .

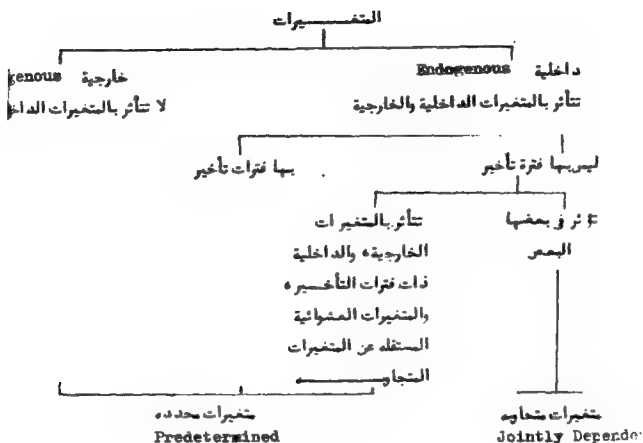
المفهوم : تلك العلاقات التي تعبر السلوك الاقتصادي عن طريق المتغيرات
الاقتصادية المتطفلة .

(١) انواع المتغيرات :

وتقسم المتغيرات في مجموعة المعادلات الاقتصادية إلى قسمين
تعيين أساسيين : داخليه Endogenons وخارجية Exogenous .
والمتغيرات الداخلية هي تلك المتغيرات التي يتحدد داخل نظام القسوى
الاقتصادية ، كالنتج والعمالة والأسعار والارباح والايجار الى غير ذلك .

والمتغيرات الخارجية يمكن تحديدها في ضوء مفهومين معروفين
في مجال الدراسات الاقتصادية . المفهوم الاول : يختبر المتغيرات التي تعتبر
جزئيا اذ كلياً عن نظام علم الاقتصاد كالظروف الجوية والزلازل والتغيرات التكنولوجية
والاحداث السياسية والاجتماعية والتنظيمية كلها متغيرات خارجية . والمفهوم
الثاني : يعرف المتغيرات الخارجية بأنها المتغيرات التي تؤثر على المتغيرات
الآخري اى الداخلية . ولكنها لا تتأثر بها . والمفهوم الاخير يمكن تطبيقه
ايضا اذا كان اثر المتغيرات الداخلية على المتغيرات الخارجية بسيطاً .
وعلى سبيل المثال : عند دراسة تأثيرات العمالة في بلد ما يساهم تنصيب ضريبة
في التجارة الدولية عند تمثيل الطلب الخارجي على صادراته ، والعرض الخارجي
لوارداته ، متغيرات خارجية . وكذلك في حالة دراسة علاقة الكمية والسعر للمستهلك
استهلاكية تحظى بنسبة ضئيلة من الانفاق الاستهلاكي . يعتبر دخل المستهلك
فيها كتغير خارجي ، وان كان هذا الدخل يتوقف على الطلب على جميع
الملم . وفي حقيقة الامر فانه من الممكن ان نجعل من الحالات الأخيرة التي يكون
فيها اثر المتغيرات الداخلية على المتغيرات الخارجية ضئيلاً . فهناك ثلاثا
هو المرمر بناء النموذج . اذ اننا في مرحلة معينة من التحليل يمكن ان نعتبر
بعض المتغيرات متغيرات خارجية تسهلاً لفهم النموذج وتبسيطاً لا مكانيات حله . مع
الاحتفاظ باعبار هذه المتغيرات متغيرات داخلية لمرحلة تالية تتوافر فيها الامكانيات .

وفي الطرف الايسر من المعادلة الى جانب البوائى • توجد تفسيرات
 يمكن ان نسميها المتغيرات المحددة Predetermined Var. والمتغيرات
 الداخلية التى ليس بها فترة تأخير • وتؤثر على عملية التفاعل بين المتغيرات • وتأثر
 بمتغيرات داخلية ذات فترة تأخير • والمتغيرات العشوائية المستقلة عن المتغيرات
 المتداولة • لا داعى لشرحها فى معادلات اضافية كمتغيرات داخلية • ببلى يمكن
 اعتبارها متغيرات محددة • فالمتغيرات البطيئة فى البنية التى تؤثر على تفضيلات
 المستهلك والتغيرات التكنولوجية وغيرها من العوامل التى توصف غالبا بكونها
 اتجاهات عامه يمكن اعتبارها متغيرات محددة • والمتغير الداخلى الذى به فسترة
 تأخير يكون محدد • حيث ان قيم γ لاى قيمه من قيم (و) انها تحدد هـ
 متغيرات بوائى لفترات زمنية تسب الفترة (و) • كما انها لا تتأثر ببوائى المعادلة
 (ن) للفترة الزمنية (و) • والمتغيرات الخارجية (س) تعتبر متغيرات محسدة •
 مهي تتأثر بعوامل خارج نطاق النموذج الاقتصادى موضع الدراسة • كما انها
 مستقلة عن كل المتغيرات والاطا • الداخلة فى معادلات النموذج • المقيسة
 فى الفترة الزمنية (و) أو التى تسبقها • وتعتبر المتغيرات الخارجية التى بها
 فترات تأخير (γ) متغيرات محددة ايضا •
 والجدول التالى يلخص الانواع المختلفة للمتغيرات وفقا للتصنيفات السابغة •



ولعلم من القيد الآن ان نمطاً مثلاً توضيحياً لنا سبب شرحه حصول تحديد نوع التغيرات ه لنا لهذا الموضوع من أهمية في تحديد عدد المعادلات المكونة للنموذج ه وفي تحديد طريقة تدبير معالم المعادلات التي تؤثر بالتأثير على قيم هذه المعالم ه ولما كانت كل معادلة تتناول شرح متغير داخلي واحد ه بدلالة التغيرات الأخرى ه فان النموذج يمكن كاملاً اذا تماوى عدد المعادلات فهـ مع عدد التغيرات الداخلية المطلوب شرحها للتعرف على القوى المؤثرة عليها ه ان تحديد نتيجة التغير انما تتوقف أولاً على الفرع الذي من اجتمعت النموذج لشرح الساهرة الاقتصادية سواء في النظرية الاقتصادية او الديناميكية ه

وثانياً على طبيعة المتغيرات . فقد يعتبر التغير الواحد كالدخل القوي كتغير خارجي في عمر النافع ، كتغير داخلي في العمر الآخر . فـ النموذج الذي يصف ظروف الطلب والانتاج لملعة ما تتجهبا احدى المنشآت يظهر الدخل القوي كتغير خارجي لا تتحكم فيه المنشأة ، بينما يظهر كتغير داخلي كما جاء في نموذج كينز البسيط ومعادلاته هي :

$$ص = ا + ا_1 ي$$

$$ث = ث_1$$

$$ي = ص + ث + ج$$

حيث يعتبر الاستهلاك (ص) والدخل (ي) متغيرين داخليين (متجاوبين) فـ المعادلة الاولى يحدد الدخل الاستهلاك ، بينما في المعادلة الثالثة يحدد الاستهلاك الدخل . اما المتغيرين الآخرين الاستثمار (ث) والانفاق الحكومي (ج) فهما متغيرين خارجيين تتحدد قيمها خارج هذا النموذج .

هذا وان كان من الخطأ ان يعتقد الباحث أن المتغيرات الخارجية مستقلة تماماً عن المتغيرات الاخرى . فـ اغلب الحالات يمكن من ناحية البدء ان نشرح المتغيرات الخارجية بمتغيرات اخرى كما هو الحال في عمر النافع . فعلى سبيل المثال في نموذج كينز السابق ترى ان الاستثمار يعتبر متغيراً خارجياً مادام الاستثمار يتحدد بقوى خارجية ، وهو يحدد المتغيرات الاخرى في النموذج ولكنه لا يتحدد عن طرفها . ولوانه من الممكن ان يكون الاستثمار دالة في عمر النافع وفي الدخل لفترة سابقة وهذا يعبر للنموذج في صورته الجديدة كالآتي :

$$ص = ا + ا_1 ي$$

$$ث = ب + ب_1 ص + ب_2 ي + ب_3$$

$$ي = ص + ث + ج$$

والتنوع الآخر يختلف من سابقة من حيث ظهور الاستثار كتنغير داخلية في الدالة الجديدة ، يحدد سعر الفائدة ، وقية الدخل في الفترة السابقة .
ويعتبر التنغير الآخر به فترة ابطاء متغيرا محدد معلوم القيمة ، اما المتغير الاول وهو سعر الفائدة فيمكن اعتباره متغيرا خارجيا قد تحدده الحكومة . واما لم يكن الامر كذلك استنتاج الامر ظهوره في معادلة مستقلة لتعيين التغيرات التي تحدده سعر الفائدة في الفترة السابقة والمعروض من النقود . والتغير الاخير - المعروف من النقود - يمكن اعتباره اثاره خارجي والا كان من الضروري اضافة تغيرات اخرى تنطوي شرحه وهكذا .

مطبيعة الحال ان استمرارنا بهذه الصورة امر يستحيل تحقيقه ، بل يستوجب الوقوف عند مرحلة معينة والا صار من الصعب حل مثل هذا التمسك .
من ناحية اخرى اذا اضيفت معادلات جديدة وتغيرات جديدة لتشرح التغيرات المعبره في بحر المعادلات الاولى لانتهي بنا الوضع الى ادخال متغير غير اقتصادية . ومعنى هذا ان التغيرات الخارجية تتحددها العوامل التكنولوجية والسياسة والطبيعية والتنظيمية . ومن اجل ذلك فاننا في اغلب البحوث التطبيقية القياسية نلجأ الى اخبار عدد من التغيرات الاقتصادية انها تغيرات خارجية مادام من الصعب وغير الضروري حصولنا على معادلات لكل متغير في النموذج .

ويأتي بعد ذلك سؤال هام : ما هو انب عدد للتغيرات يمكن ان يحتويها النموذج . ان عدد التغيرات الداخلية هو نفس عدد معادلات النموذج ، اما التغيرات الخارجية فعدد ما لير له حدود بعكس الحال بالنسبة للمتغيرات الداخلية . هذا وان كان على الباحث القياس ان يكون حذرا عند استخدام التغيرات الخارجية ، كلما زاد عدد التغيرات المستخدمة ، كلما ازدادت الامر تعقيدا نتيجة زيادة البيانات المطلوبة ، وصعوبة الحسابات اللازمة . فاما ان المهم من بناء النموذج هو الاستفادة من نتائج في وضع السياسة الاقتصادية ، كان ولا بد من استخدام اكبر عدد ممكن من التغيرات اللازمة والتي تتحكم فيها الحكومة كالفوائد والاعفاءات بأعمالها المختلفة الى غير ذلك ، وهذا يجعل تقسيم آثارها على السياسات الاقتصادية البديلة .

(٢) المتغيرات ذات فترة التأخير

ان المتغيرات ذات فترات التأخير لها اهميتها كمتغيرات مفسره في اغلب العلاقات الاقتصادية ، حيث ان السلوك الاقتصادي في فترة معينة انما يحكمه بدرجة كبيرة خبره الماضي وانماط السلوك السابقة .

وفيما يلي بعض الامثلة التي توضح اهمية المتغيرات ذات فترة التأخير .

١ - دالة الاستهلاك

تفترض الصيغ الحديثة لهذه الدالة ان الاستهلاك في فترة ما انما يتوقف على مستويات الاستهلاك في الفترات السابقة التي اعتاد عليها المستهلك ، وعلى الدخل الحالي ، والدخل في الفترات السابقة وغير ذلك من المتغيرات . اى ان الدالة تكون في الصورة الآتية :

$$ص_و = د (ص_{و-١} * ص_{و-٢} * ٠٠٠ * ي_و * ي_{و-١} * ص_{و-١} * ص_{و-٢} * ٠٠٠)$$

٢ - دالة الطلب على الملح المعمرة

يتوقف الطلب على هذا النوع من السلع على الدخل الحالي (ي_و) والدخل في الفترات السابقة (ي_{و-١}) الذي يحدد المدخرات اللازمة لاقتناء السلع المعمرة ، بالإضافة الى المخزون من هذه السلع اى مسا يمكن الحصول عليه مسبقاً من هذه السلع (ص_{و-١}) ، والى الاسعار (ع) . ويمكن التعبير عن الدالة كالآتي :

$$ك. د = (ي_و * ي_{و-١} * ٠٠٠ * ص_{و-١} * ع_و)$$

٣ - دالة الاستثمار

تعتمد المشروعات الاستثمارية على النتائج في الماضي ، ونتائجنا للارباح المستقبلية ، ورؤوس الاموال المتوافرة وغير ذلك من التفسيرات .
وتصير صورة الدالة هي :

$$ث. د = (ص_و * ص_{و-١} * ص_{و-٢} * ٠٠٠ * ج_و * ص_{و-١} * ص_{و-٢} * ٠٠٠)$$

حيث α = الناتج ، β = الأجل
من رأس المال ، γ = سعر الفائدة .

٤ - دالة الطلب على السلع غير المعمرة

إن من أهم خصائص السلوك الانساني تسكينه لمعاداته . فاستهلاكه من الغذاء أو الدخان وغير ذلك من السلع غير المعمرة إنما يتوقف على المستهلك من هذه السلع في الماضي .

$$Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \gamma Y_{t-2} + \dots$$

٥ - دالة العرض للمحصول الزراعي

يعبر غالباً عن دالة العرض للمحصول الزراعي بالمعادلة
من المساحة المزروعة من المحصول (من) بعد t في فترة سابقة يختلف بالاعتماد
من محصول إلى آخر .

$$Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \gamma Y_{t-2} + \dots$$

إن فترات التأخير لها أهميتها البالغة عند اتخاذ القرارات ، سواء
على مستوى الاقتصاديات الاجالية أو الفردية . ولذا يهتم الباحثون بمعرفة التفسيرات
الزمنية للأنام مرورها قبل أن تستجيب الوحدات الاقتصادية لآثار تغيرات يمكن أن تطرأ
على المتغيرات الخاصة بالسياسة الاقتصادية . وعلى سبيل المثال متى وكيف يستجيب
المستهلك لغير ضرورة الشراء أو للحد من التسليف ، متى يظهر رد فعل لقرارات خفض
الضريبة وتجميع الاستثمار على المنشآت ، متى تظهر آثار إعادة تقييم العملة النقدية .
ومتى تظهر آثار التغيرات في سعر الفائدة على المستثمرين .

والسؤال الآن كيف تعدد فترات التأخير؟

يتسنى للباحث تحديد فترة التأخير بالاعتماد على البحوث السابقة المتعلقة :

١ - يرمز الخططين البيانيين للسلسلتين موضع الدراسة على وقتين منفصلتين احدهما شغافة مع مراعاة انطاف المحورين الاقيين في القياس وتعديل المحورين الرأسيين ما امكن بحيث يسهل مقارنة امواج السلسلتين .

٢ - توضع الورقة الشغافة فوق الاخرى بشرط انطباق المحورين الاقيين حتى يمكن القوب على مدى توافق امواج السلسلتين فاذا ظهر التوافق دل ذلك على عيسى افتراض الحركة في كل من السلسلتين . واذا لم يظهر التوافق حركتا التوافقة العليا اتفقا الى اليسار او الى اليمين حتى نصل الى اقرب ما يكون التوافق بين الامواج . وتكون المسافة بين المحورين الرأسيين هي طول فترة التأخير بين السلسلتين .

كما يمكن ايضا تحديد هذه الفترة باعتماد معامل الارتباط البسيط بين السلسلتين الزمنيتين . بعد استبعاد أثر الاتجاه العام منها ، للوصول الى انب فترة للتأخير . فاذا اتضح وجود علاقة سببية مع انقضاء فترة من الوقت بين ظهور الأمر ، افترضنا طولاً مناسباً لهذه الفترة يجب على اساسه معا سلسل الارتباط بين ازواج القيم للسلسلتين . فاذا كانت فترة التأخير ١٢ شهراً معبني ذلك ان تأخذ قيمة السلسلة الاولى ولتكن لعام ١٩٥٠ مثلاً مع قيمة السلسلة الثانية لعام ١٩٥١ ، ثم القيمة التالية للسلسلة الاولى وهي لعام ١٩٥١ مع القيمة التالية وهي لعام ١٩٥٢ وهكذا . ثم نكرر حساب معامل الارتباط مرة أخرى بين ازواج القيم مع تعديل طول فترة التأخير بجعلها عشرة شهور مثلاً فتأخذ قيمة السلسلة الاولى عند شهر يناير عام ١٩٥٠ مع قيمة السلسلة الثانية عند شهر نوفمبر من نفس العام . والقيمة التالية من السلسلة الاولى عند شهر فبراير عام ١٩٥٠ مع القيمة التالية من السلسلة الثانية عند شهر ديسمبر من نفس العام . وهكذا حتى القيمة الاخيرة من قيم السلسلتين ، ثم نكرر حساب المعامل مرة ثالثة مع افتراض طول الفترة تسعة شهور وهكذا ، لنحصل في النهاية على عدد من معاملات الارتباط . ومن توزيع هذه المعاملات يمكن الحصول على اعسلا معامسلسل

فيها ولكن الفترة التي تالو هي نسب فترة للتغير .

(٢) عامل الزمن كتغير و المادلات

هناك تغير آخر بخلاف التغيرات الاقتصادية هو تغير الزمن

نبدأ به احيانا عند صيغة المادلات الاقتصادية .

من المعلوم ان نظرية الاعتماد القياسي تبطل التحليل الزمني

جزئاً من تغاير التغيرات الاقتصادية مع بعضها البعض ان تبطل نهجاً اجراءً مستقلاً كما هو الحال عندما يلجأ الاحصائي الى تقدير الاتجاه العام . والهدف من ذلك هو التخلص من الحركات الزمنية التلقية في الملاحظات الاقتصادية لغرض ان الحصول على تقديرات سليمة المعالم الهيكلية .

يظهر عامل الزمن في الملاحظات الاقتصادية نتيجة عن المواصل

التي تتغير بصفة مستمرة وتتبدل لا تهاز اثره على التغير الطبع بطرائق متعددة اما (أ) باضافة التغير (ت) في الدالة مع قياسه بالوحدات الزمنية من بدا ايسنة السنة الاولى للسلسلة الزمنية فصاعداً أو (ب) باضافة تغير عددي او (جـ) بالتخلص من الاتجاه العام و التغيرات قبل بدء القياس او (د) باستخدام الفرق الاولي للتغيرات أو (هـ) باضافة متغيرات ذات فترات ابطاء في الدالة وغيرها (و) باستخدام تفاضلات الدالة بالنسبة للزمن .

وطالما ما يحيل الباحثون الى استخدام الطريقة الاولى وهي

اغاعة الزمن كتغير في المعادلات . والمثال على ذلك حالة الطلب التي يتأثر فيها الاستهلاك بعوامل اخرى بخلاف الاسعار والدخل كحجم السكان او الهجرة من الريف الى الحضر او تغير المادلات والادوات . ومع هذه العوامل يتمدد بها ههنا ولا يتأثر فيها بيانات احصائية وان كان لها اثرها في الأجل الطويل على الاستهلاك الى جانب انها تتغير بصفة مستمرة وموجّه منتظمة على مر السنين ولذا يمكن مسكن الضروري ادخال عامل الزمن ضمن التغيرات في المعادلات التي تعبر صحتها :

$$\text{م} = \text{ب} + ١ \text{ م} + ٢ \text{ م} + ٣ \text{ م} + ٤ \text{ م} + ٥ \text{ م}$$

حيث م = الاستهلاك ، م_١ = سعر السلعة ،
م_٢ = الدخل (الانفاق) ت = الزمن

ويقام الزمن بالوحدات الزمنية التي قيس بها كل من الاسعار والاستهلاك .
كما ان المتغيرات قد تظهر في المعادلة اما بقيتها الاصلية او بعد استبدال هذه
القيم بلوغاريتماتها ، فان ظهرت بقيتها الاصلية ظهر الزمن ايضا بقيتها
التسليية المعروفة . اما اذا ظهرت المتغيرات بصورتها اللوغاريتمية فان الزمن
قد يظهر في هذه المعادلة اما بارقامه الفعلية او بعد تحويلها الى الصيغة
اللوغاريتمية .

ويغير معامل الزمن المقيس في الدالة بأنه مقياس للنمو ومعنى ذلك
ان البادئ قد افترض ضمنا ان الثابت في المعادلة يزيد (او ينقص) تدريجيا
علما بأن معالم المتغيرات المفردة تبقى ثابتة .

واضافة عامل الزمن كمتغير صريح في المعادلة تناظر انحسار
كل من المتغيرات المفردة على الزمن وحصولنا على الجواني وهي :

$$\text{م}^{\text{ر}} = \text{م}^{\text{ر}} - \text{م}^{\text{ر}}$$

$$\text{حيث م}^{\text{ر}} = \text{ب}^{\text{ر}} + \text{ب}^{\text{ر}} + \text{ب}^{\text{ر}} + \text{ب}^{\text{ر}} + \text{ب}^{\text{ر}} + \text{ب}^{\text{ر}}$$

ثم نلجأ الى انحسار م على م في المعادلة :

$$\text{م}^{\text{ر}} = \text{ب} + \text{ب} + ١ \text{ م} + ٢ \text{ م} + ٣ \text{ م} + ٤ \text{ م} + ٥ \text{ م} + ٦ \text{ م}$$

كما يظهر عامل الزمن ضمنا في المعادلة اذا استخدمت الفروق
الاولى للمتغيرات فاذا كانت المعادلة الاصلية هي : م^{*} = ب + ١ م^{*} + ٢ م^{*} + ٣ م^{*} + ٤ م^{*} + ٥ م^{*}
فانه يكون صحيحا ان م^{*} = ب + ١ م^{*} + ٢ م^{*} + ٣ م^{*} + ٤ م^{*} + ٥ م^{*} + ٦ م^{*}

والطرح تحصل على

$$(أبو - حبر) - (ب - (أبو - حبر) + (أ - ب) + (أ - ب - حبر))$$

$$= (أبو - حبر) + (ب - (أبو - حبر) + (أ - ب) + (أ - ب - حبر))$$

وبعد حذف فطرت الزين من المعادلة وحلرت المعادلة بم هي الفطرت في المعادلة الجديدة ، معادلة الفئز الأولى المتغيرات ، لها معادلة التفسير (أ) فلم تتغير في كلا الحالتين وأن اعطيت البرزق - على المسم فان تحديدات المعامل في حالة الفئز الأولى تختلف اذا ما تحولت بتحديدات المعادلة الاعلى .

ويجدر ان نذكر هنا ان طيل الزين سوا ظهر بصورة صريحة كتغير نفسى المعادلة أو ضميا من خلال الثابت في حالة الفئز الأولى فان يحمى وجود التفسير التفسير التابع . وممايل الزين قد يغير بانه طيل التو في بعض الحالات كما لا يؤخذ بهذا التفسير في حالات أخرى . فز كثير من التطبيقات لا يمثل معامل الزين في الحقيقة أى تو في (أ) بل يمثل الاثر المشترك للموايل التي لم تظهر في المعادلة . والاتجاهات العام هي التعبير عن التغيرات الحقيقية المجهولة ذات التأثير الحقيقى على التفسير التابع .

أما المهار أثر الزين على التغير التابع بإضافة التغيرات الففسره أو الداخلية ذات فترات الإبطاء فان هذه التغيرات لها مشاكلها المديدة السببى يمكن مناقشتها فيما بعد .

وأخيرا يمكن ان تأخذ في الاعتبار أثر الزين في المدى القصير باستخدام التغيرات المديدة وسنشرحها فيما يلى باختصار .

(١) التغيرات العددية Dummy Variables.

التغير الممدى هو التغير الذى يفرطه صفتنا المتأور أو التفسير في أحد المتغيرات . فحين له اعدادا افتراضية لتعبر كيا عن التغيرات في هذا التغير .

وقد لجأ الباحثون الاقتصاديون الى التغيرات العددية لاستخدامها كدائل لتغيرات أخرى لا يمكن قياسها بأى حال من الاحوال لاسباب متعددة ومستمر منها مجموعة من استخدامات التغيرات العددية في بعض المجالات التطبيقية للاقتصاد القياسى .

أ - التغيرات العددية مثل التغيرات النوعية والتغيرات النوعية على سبيل المثال المهنة أو الديانة أو الجنس الى غير ذلك . اذا افترضنا حصولنا على عينه من ميزانيات بمصر الامر من كافة المناطق الحضرية والريفية ، ورنما في قياس الطلب على الدخان مثلا الذى يمكن اعتباره دالة في الدخل . ولما كان من المفروض ان سكان الحضر اكثر استهلاكاً للدخان من اهالى الريف فان التوزيع الجغرافى اذن يعتبر مؤثراً هاماً في هذه الدالة . ولاخذه في الاعتبار يمكننا ان نمثل هذا العامل بتغير عددى بافتراض الواحد الصحيح لسكان الحضر والمصر لسكان الريف وهذا تكون دالة الطلب في الصورة :

$$\text{مصر} = ٥٠ + ١٥ + ١٥ + ٢٥ + ٢٥ + ٢٥ + ٢٥$$

حيث م = الدخل

م = التغير العددى الذى يمثل

التوزيع الجغرافى

ب - التغير العددى ممثلاً للمعامل الكمية

يستخدم التغير العددى لمثل العوامل الكمية اذا لم تتوافر بياناتها او اذا كان من المناسب تمثيلها عددياً . وعلى سبيل المثال اذا رنما في قياس دالة الادخار = د (ى) من بيانات قطاع مستمر من المستهلكين ، وبالرغم من ان العمر متغير كى . الا انه يمكن تمثيله بتغير عددى . بعد تقسيم المستهلكين الى ثلاث اوارب مع مجموعات يعمل كل منها عدد من الافراد الذين تشابه انماط استهلاكهم

بأدغارهم الى حد كبير .

فالمجموعة الاولى لاشخاص تتراوح اعمارهم ما بين ٢٠ - ٣٠ عاماً ،
والمجموعة الثانية لاشخاص تتراوح اعمارهم ما بين ٣٠ - ٤٠ عاماً ،
والمجموعة الثالثة لاشخاص تزيد اعمارهم عن ٤٠ عاماً . -
ويمكن ان تعطى المجموعة الاولى الرقم (صفر) والثانية الرقم
(١) والثالثة الرقم (٢) . وتصير دالة الادغار في الصورة :-

خ ر = ب + ١ ي = ج + ١ هـ = د + ١

حيث ي = الدخيل • هـ = المتغير العددى للعمر

ج = استخدام المتغير العددى لقياس انتقال الدالة على مر الزمن
يعنى انتقال الدالة ان الثابت او الجزء المقطوع يتغير فسمى

الفترات الزمنية المختلفة بينهما تبقى المعاملات الاخرى ثابتة .
اذا كانت لدينا بيانات حين الاستهلاك خلال الفترة ١٩٦٠ - ١٩٦٨
وهى فترة قامت خلالها حربين عالميتين (١٩١٤ - ١٩١٨) ،
(١٩٤٠ - ١٩٤٥) وفترة كساد (١٩٢٩ - ١٩٣٣) ، فلا شك انه خلال
العرب والكساد مرت ظروف غير عادية أدت الى انتقال دالة الاستهلاك
الى اسفل بسبب توزيع اغلب السلع الاساسية بالبطاقات وقرص الكبر -
القيود - ولا يبرز هذا الانتقال لابد من استخدام متغير عددى يفترض الصفر
للسنوات غير العادية والواحد الصحيح للسنوات الاخرى . وتصير الدالة كالآتى :

ص ر = ب + ١ ي = ج + ١ هـ = د + ١

حيث ي = الدخيل

هـ = المتغير العددى الذى يمثل انتقال الدالة .

فالسنوات العادية تكون الدالة بالصورة

$$\text{مزر} = \text{ب.د.} + \text{ب.د.} + \text{ب.د.}$$

(١)

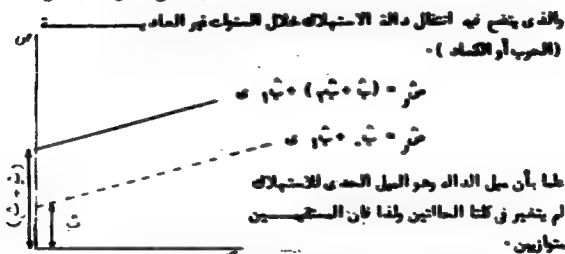
$$= (\text{ب.د.} + \text{ب.د.}) + \text{ب.د.}$$

والسنوات غير العادية تكون الدالة بالصورة

(٢)

$$\text{مزر} = \text{ب.د.} + \text{ب.د.}$$

يمكن عرض هاتين المعادلتين (١) و (٢) بيانيا كما في الشكل التالي



وجد ربنا ان تنوعا من الطريقة البديلة وتطعن في تقدير خطي انحدار احدها للسنوات العادية والآخر للسنوات غير العادية وهو التوزيع المعير هما كالآتي :

للسنوات العادية

$$\text{م} = \text{ب.د.} + \text{ب.د.} + \text{ب.د.}$$

للسنوات غير العادية

$$\text{م} = \text{ب.د.} + \text{ب.د.}$$

وهلنا الآن الحصول على تخديرات اربعة معالم بدلا من ثلاثة في حالة المعادلة الواحدة التي بها متغير عددي . وهذا تتميز هذه المعادلة الاغصيرة بالاحتفاظ بدرجة حرية زيادة . ومن الواضح اختلاف الميل الحدي للاستهلاك نفس حالة المعادلتين . ولذا يجب الا نقرقررتك هذا الميل كما هو الحال في حالة

معادلة المتغير العددي • حيث يفترض قيد قبلي اضافي وهو تساوي المليون • وان كان هذا القيد يعتبر عيبا في بعض الاحيان وليس في كلها • لانه ربما يكون من الافضل فرض تساوي المليون بدلا من توقيى معادلة مستقلة لفترة الحرب السبقى لا تزيد عدد مشاهداتها عن خمسة • ومثل هذه العينة الصغيرة من البيانات سوف توصلنا الى نتائج ليست على مستوى الثقة المطلوب • ولذا يكون من الافضل استخدام بيانات السلسلة كاملة للحصول على تقدير لميل واحد •

مِثَال :

دراسة العلاقة بين مشتريات الجمهور من سندات الحكومة (م) والدخيل القومى (م).

نلاحظ من شكل الانتشار أن بيانات المتغيرين كما جاءت في الجدول التالى يمكن تخصيصها الى مجموعتين واحدة لسنوات الحرب (١٩٤٠-١٩٤٥) وثانية للسنوات الأخرى • فالعلاقة الطبيعية قد تمرصت لتأشغال الى أعلى أثناء الحرب • فالتباين الشديد على شراء السندات في سنوات الحرب لا يفسره الدخيل وحده بل تساعد الحلة الوطنية لتفجيع الجمهور على شراء السندات • ولذا كان (م) يجب أن يفسرها الدخيل والحرب • والمتغير الاخير لا تظهر علاقة بين القيم انما يمكن تشيله بمتغير عددي (٢) نفترضه للصفر لسنوات السلم والواحد للصحيح لسنوات الحرب مثلا • وتكون المعادلة هي :

$$م = ب + ب١ م + ب٢ ع + ب٣$$

حيث $ع = ١$ سنوات الحرب

صفر لسنوات السلم

والجدول التالى يبين طريقة حساب المعادلة السابقة :

العدد	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦	١٧	١٨	١٩	٢٠	٢١	٢٢	٢٣	٢٤	٢٥	٢٦	٢٧	٢٨	٢٩	٣٠	٣١	٣٢	٣٣	٣٤	٣٥	٣٦	٣٧	٣٨	٣٩	٤٠	٤١	٤٢	٤٣	٤٤	٤٥	٤٦	٤٧	٤٨	٤٩	٥٠	٥١	٥٢	٥٣	٥٤	٥٥	٥٦	٥٧	٥٨	٥٩	٦٠	٦١	٦٢	٦٣	٦٤	٦٥	٦٦	٦٧	٦٨	٦٩	٧٠	٧١	٧٢	٧٣	٧٤	٧٥	٧٦	٧٧	٧٨	٧٩	٨٠	٨١	٨٢	٨٣	٨٤	٨٥	٨٦	٨٧	٨٨	٨٩	٩٠	٩١	٩٢	٩٣	٩٤	٩٥	٩٦	٩٧	٩٨	٩٩	١٠٠
١	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦	١٧	١٨	١٩	٢٠	٢١	٢٢	٢٣	٢٤	٢٥	٢٦	٢٧	٢٨	٢٩	٣٠	٣١	٣٢	٣٣	٣٤	٣٥	٣٦	٣٧	٣٨	٣٩	٤٠	٤١	٤٢	٤٣	٤٤	٤٥	٤٦	٤٧	٤٨	٤٩	٥٠	٥١	٥٢	٥٣	٥٤	٥٥	٥٦	٥٧	٥٨	٥٩	٦٠	٦١	٦٢	٦٣	٦٤	٦٥	٦٦	٦٧	٦٨	٦٩	٧٠	٧١	٧٢	٧٣	٧٤	٧٥	٧٦	٧٧	٧٨	٧٩	٨٠	٨١	٨٢	٨٣	٨٤	٨٥	٨٦	٨٧	٨٨	٨٩	٩٠	٩١	٩٢	٩٣	٩٤	٩٥	٩٦	٩٧	٩٨	٩٩	١٠٠

$$\begin{array}{lll}
 \text{مجم} = ١١٥ & \text{مجم} = ١١٦٣ & \text{مجم} = ٦ \\
 \text{ص} = ٦٧٦ & \text{س} = ٦٨٤ & \text{ع} = ٠٣٥ \\
 \text{مجم} = ٦٢ & \text{مجم} = ١٤٧٢٥ & \text{مجم} = ١٣٧٤ \\
 \text{مجم} = ١٩٣٧٢ & \text{مجم} = ٢٨٤ &
 \end{array}$$

المعادلات الأساسية هي :

$$\text{مجم} = \text{ص} + \text{س} + \text{ع}$$

$$\text{والتعويض} \quad ١٤٧٢٥ = ٦٧٦ + ١٩٣٧٢ + \text{س}$$

$$١٣٧٤ = ٦٢ + ٢٨٤ + \text{ع}$$

$$\text{وبالحل نجد ان} \quad \text{س} = ٠٦٨ \quad \text{و} \quad \text{ع} = ٢٤٣$$

وتكون معادلة الانحدار الفقيه هي $\text{ص} = ٦٧٦ + ٠٦٨ + ٢٤٣$
 وإذا عبرنا عنها بالقيم الأصلية للمتغيرات تكون :

$$\text{ص} = ٦٧٦ + ٠٦٨ + (٢٤٣ - \text{ع})$$

$$= ٦٧٦ + ٠٦٨ + (٢٨٤ - \text{ع}) \quad (\text{ع} = ٠٣٥)$$

$$= ٦٧٦ + ٠٦٨ + \text{س} + ٢٤٣$$

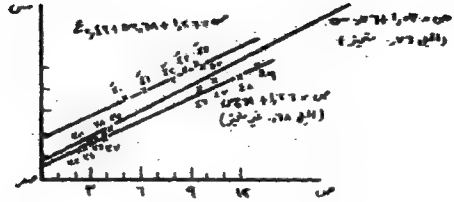
ولسنوات الحرب (١٩٤٠-١٩٤٥) تكون المعادلة هي

$$\text{ص} = ٦٧٦ + ٠٦٨ + \text{س} + ٢٤٣$$

$$= ٦٧٦ + ٠٦٨ + \text{س}$$

وللسنوات الأخرى تكون المعادلة هي :

$$\text{ص} = ٦٧٦ + ٠٦٨ + \text{س}$$



ومن ذلك يتضح أن الخطتين المستقيمتين المعادلتين الأخيرتين متوازيتان. أن عدم ظهور التغير العددى في معادلة الانحدار سوف يؤدى إلى تغيرات صغيرة جداً في المرتفع. ويتضح ذلك من نتيجة حساب معادلة الانحدار للخط م/ س وهي : $م = ١٢٦ + ٠٠٢٦ س$ ويمكن تقدير الميل فيها (٠.٠٢٦) وهو صغير جداً. وبسبب هذا التمييز إلى أن الدخل في سنوات الحرب كان مرتفعاً. ولذا فإن المشتريات العادية من السندات التي يجب أن ينسب سببها جزئياً إلى الحرب قد نسبت خطأ إلى الدخل وعدد. ويمكن أن تقع في خطأ مشابه إذا تجاهلنا تغير الدخل (م) وحسبنا انحدار م على س. وتكون الطريقة الوحيدة لتقدير أثر الحرب على (م) بحساب الفرق بين متوسطي القيمة. متوسط (م) خلال فترة الحرب بأكملها و متوسط (م) خلال السنوات الأخرى تساوى ٢٠٠. فيكون تقدير أثر الحرب يساوى ٢٠٠. وهو تقدير متحيز بينما التقدير غير المتحيز يساوى ٢٠١.٣. والفرق بينهما كـ صغير. ويوحد هذا التحيز إلى نفس السبب السابق وهو أن المشتريات المرتفعة من السندات التي يجب أن ينسب سببها جزئياً إلى الدخل المرتفع قد نسبت خطأ إلى سبب الحرب وعدد.

د - استخدام التغير العددى لقياس التغير في العالم على مر الزمن

من المعلوم أنه على مر السنوات الطويلة أو في السنوات غير المعينة لا تتغير الدوال فقط بل تتغير مبيعاتها أيضاً. والبيانات التالية توضح ذلك.

قياس هذا التغير بإدخال المتغير العددي المناسب في الدالة .

في المثال السابق إذا تغير الميل الحدي للاستهلاك (معدل المستهلك)
إلى جانب تغير (ب) فإنه من الممكن إدخال متغير عددي آخر س٢ وهو
عباره عن حاصل ضرب ي = س٢ . أي أن س٢ = ي س١ . وإذا افترضنا
أن س١ = صفر للسنوات غير العادية وتساوى الواحد الصحيح للسنوات العادية
فإن من الواضح أن س٢ = صفر لسنوات الحرب والكساد ، س٢ = ي للسنوات
العادية . وتعبر دالة الاستهلاك في صورتها العامة :

$$\text{ص} = \text{ب} + \text{ب} \cdot \text{ي} + \text{ي} + \text{ب} \cdot \text{ي} + \text{ي} + \text{ب} \cdot \text{ي} + \text{ي} + \text{ب} \cdot \text{ي}$$

ونتيجة لذلك فإن معادلة الاستهلاك للسنوات العادية هي

$$\text{ص} = (\text{ب} + \text{ب} \cdot \text{ي}) + (\text{ب} + \text{ب} \cdot \text{ي}) + \text{ي}$$

بهنأ تكون دالة السنوات غير العادية هي :

$$\text{ص} = \text{ب} + \text{ب} \cdot \text{ي}$$

هـ - استخدام التغير العادي كمثل للتغير التابع

قد يكون التغير التابع في دالة ما متغيراً عددياً . فعملية
حبل المثال إذا رغبنا في قياس العوامل المؤثرة على ملكية
السيارات وذلك من واقع بيانات فقط سماع ستم

حيث $x = 1$ للوح الأول

- للاجاء الثلاثة الاخرى

$x = 2$ للوح الثاني

- للاجاء الثلاثة الاخرى

$x = 3$ للوح الثالث

- للاجاء الثلاثة الاخرى

ولمنا نلاحظ أن المعادلة لم تتغير تغيراً حاداً بل كانت الواحدة
الصحيح للوح الرابع والعق لباقي الاجاء حيث أن المحدد لجميع المعادلات
مجموع عوامل ضرب التغيرات المقسوم عليها التغيرات العددية سيكون
متساوي الصفر . وهذا يرجع الى التغير العددي من الذي يظهر بغيره
الواحد الصحيح لجميع الفترات ولحقن بالثابت b . وإذا استعدنا طريقة
المعادلات الصغرى العادية (O L B) في تقدير معالم المعادلة السابقة
الهم ستجده فان المعالم المقدرة للتغيرات (ع) تظهر الاثر الموسمي لكل موسم
الاجاء الثلاثة . اما بالنسبة للوح الرابع فان التغيرات ع تساوي الصفر وهذا هو
الثابت b هو الاثر الموسمي للوح الرابع .

مثال :

نوضح فيما يلي مثالا لاستخدام التغير العددي في استعمال الانحدار
الموسمي في بيانات احدى الماسك الزمنية هي لبيانات احدى المحلات الكبرى
من المجوهرات . والسلسلة زمنية سنة بيانات الالفين الدولارات كما تظهر
في الجدول التالي . ومعرفة هذه البيانات بياناتها بتوضيح الاندفاع الواضح في
المسجل الرابع بمثابة الامداد . واستخدام التغير العددي ع للوح الرابع

تكون المعادلة هي :

$$ص = ب + ١٠ + ع + ٤٠ + ن$$

ولكن هذا النموذج لا يعتبر مناسباً ، ان من الواجب أن نأخذ الاربع الاخرى في الاعتبار ، وذلك باضافة المتغيرين المدينين ع٢ ، ع٣ للمعادلة اما ع١ فلا لزوم له ليمثل الربح الاول حيث أن ع٢ ، ع٣ ، ع٤ تغير الانتقالي بالنسبة للربح الاول كاحاس ، ويكون شكل المعادلة الجديد هو :

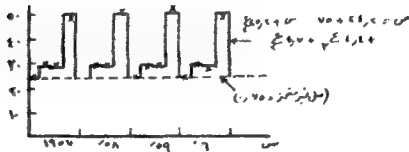
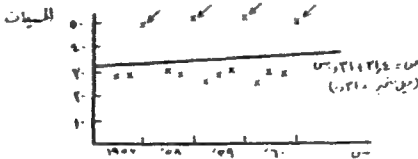
$$ص = ب + ١٠ + ع + ٤٠ + ع٢ + ٣٠ + ع٣ + ٢٠ + ن$$

٢٤	٣٤	٤٤	ص	ن	السنوات وارباعها
صفر	صفر	صفر	٢٤	١	١٩٥٧
١	صفر	صفر	٢٩	٢	
صفر	١	صفر	٢٩	٣	
صفر	صفر	١	٥٠	٤	
صفر	صفر	صفر	٢٤	٥	١٩٥٨
١	صفر	صفر	٣٠	٦	
صفر	١	صفر	٢٩	٧	
صفر	صفر	١	٥١	٨	
صفر	صفر	صفر	٢٦	٩	١٩٥٩
١	صفر	صفر	٢٩	١٠	
صفر	١	صفر	٣٠	١١	
صفر	صفر	١	٥٢	١٢	
صفر	صفر	صفر	٢٥	١٣	
١	صفر	صفر	٣٠	١٤	

١٩٦٠	١٥	٦٩	صفر	١	صفر
	١٦	٥٠	١	صفر	صفر

و باستخدام طريقة المبيعات الصغرى لتوفيق المعادلة من البيانات السابقة
نحصل على النتائج الآتية :

$$ص = ٢٤٠٢ + ٧٥٠ر - ٢٥٠٢ + ٤٢٥٢ + ٤٢٠٢ + ٤٢٠٢$$



ويوضح الشكل اتصال التغيرات الموسمية التي تتكرر كل عام بمعنى أن الزيادة
الى أطلا تتكرر كل عام بقدر بسيط بين الربح الاول والربح الثاني . طما بأن معالسم
ع ر لا تكون بالضرورة موجبة الاشارة دائما كما في هذا المثال .

وبدل الانحدار البسيط للتغير ص على التغير ر على تباين كبير نفسى
البواقي ونحيز في ميل خط الانحدار الذى يظهر في الشكل معادلتها :

$$ص = ٢٤٠٢ + ٧٥٠ر - ٢٥٠٢ + ٤٢٥٢ + ٤٢٠٢ + ٤٢٠٢$$

واسباب التحيز هي نفس الاسباب الواردة في المثال السابق الخاص بمشتريات
معدات المحطة

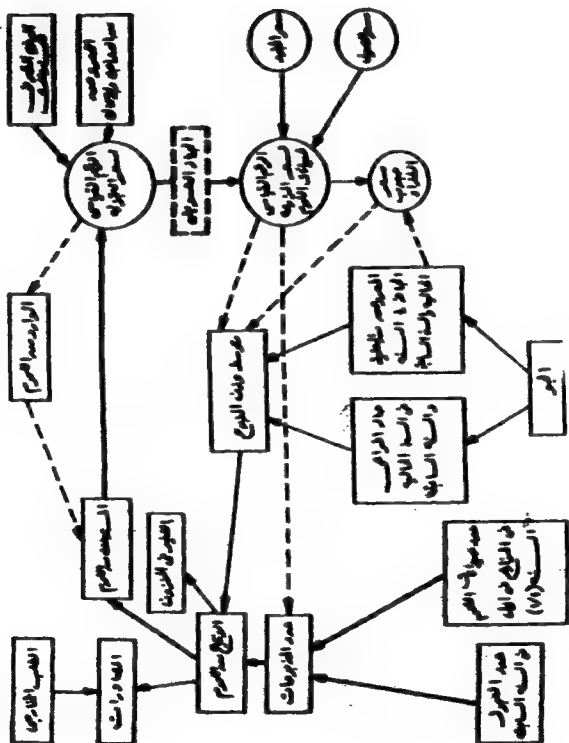
ثالثا - المعادلات الاقتصادية

(١) صياغة المعادلات الاقتصادية ١ - الرسم التوضيحية

يسمى الباحث القياسى الى تبين العلاقات القائمة بين المتغيرات الاقتصادية ، فان كان اهتمامه مثلا هو دراسة الطلب على احدى السلع كان لزاما عليه أن يتعرف ايضا على العلاقات الأخرى التى تستكمل له الصورة ، فتوضع كافة العوامل المؤثرة على الهيكل بأكمله ، أى على دالة العرض لنفس السلعة الى جانب دالة الطلب عليها ، وإلى جانب ذلك تتضح أيضا المتغيرات الداخلية والخارجية .

وغير سبيل لتصور ذلك هو الرسم التوضيحي الذى يحدد العلاقات المختلفة والمتغيرات الداخلية بها والعوامل المؤثرة عليها فى نطاق موضوع الدراسة .

وفىما يلى بعض الأمثلة لخرائط توضيحية لدراسة هيكل المصروف والطلب للحوم ، وللسمك الزراعية سريعة العطب ، وللسمك الزراعية التصديرية . وتظهر فيها الاسعار و الدوائر والكميات فى المستطيلات ، ويوضح اتجاه السهم اتجاه التأثير وتزداد درجة التأثير وأهمية التغير اذا كان الخط متصلا ، وتقلل أن كان متقطعا .



ويتضح من الرسم الأخير مثال (٢) أن المعروض من هذه المعاميل هو
حصيلة المنتج منها إلى جانب المخزون والوارد . ويتوزع هذا المعروض على
جوانبه الثلاثة : الاستهلاك المحلي والصادرات والمخزون في نهاية المدة .

ويتوقف المستهلك على الدخل التصرفي ، وهنا على هذه العلاقة
يتحدد سعر التجزئة الذي يؤثر بدوره على السعر المزمع خلال جهاز التحويل .

ويظهر السعر المزمع في الرسم مؤثراً على كميات ثلاثة هي المستهلك محلياً
والصادر والمخزون في نهاية المدة . كما يتضح أيضاً أن هذا المخزون يتأثر
ولا شك بالأسعار المتوقعة في السنوات التالية .

وتتأثر أسعار السلعة في البلاد المستوردة بكمية الصادر والطلب الخارجي
والمعروض الأجنبي كما يشير السهم إلى ذلك . كما يؤثر هذا السعر على السعر
المزمع .

ويتضمن النموذج - الذي أوضحه الرسم - دالة الطلب الداخلي ودالة
الطلب الخارجي ، ودالة الطلب على الوارد بالنسبة لكل بلد مستورد ، ودالة
المرور في كل بلد مصدر لهذه السلعة .

٢ - الصياغة الرياضية للمعادلات

تبدأ الصياغة الرياضية باختيار المتغيرات الاقتصادية
الداخلية في تركيب المعادلة ، ثم يلي ذلك افتراض شكل المعادلة . ولما كان هذا
الشكل يؤثر على التدفقات المتحصل عليها للمعالم كان ولا بد من محاولة تعيين
الشكل المناسب للعلاقة الاقتصادية .

ويمكن الاستغناء عن شكل الانتشار ، أن كانت العلاقة
بين متغيرين ، سواء استخدمت في الشكل القايسي الحسابي أو المعايير اللوغاريتمية .
في تحديد شكل العلاقة . ومن ناحية أخرى قد نلجأ إلى تجربة الصيغ المختلفة
على البيانات لاختيار أفضلها من واقع قيمة معامل الارتباط إلى جانب المعبراة الدلالية .

والافتراض الاول هو أن تكون العلاقة بين المتغيرين ، بغرض أنهما مثلا الاستهلاك (ك) والسعر (س) ، علاقة خطية في الصورة :

$$ك = أ + ب س$$

وبدل هذه المعادلة على أن (أ) هي قيمة ك إذا كانت (س) تساوي الصفر ، أما (ب) فهي عبارة عن معدل تغير (ك) إذا تغيرت (س) بالوحدة . ونلاحظ أنه إذا كانت (أ) سالبة فمعنى ذلك قطع الخط الممثل للمعادلة للمحور الأفقي قبل المحور الرأس . وبدل ذلك على أن قيمة ك = صفر ولذا تكون س = $-\frac{أ}{ب}$. وفي حالة دالة الانتاج مثلا ، وتشكل العلاقة بين حجم الانتاج (ص) والمال (ع) ، صورتها .

$$ص = أ + ب ع$$

إذا كانت أ سالبة ، فمعنى ذلك أنه لا يمكن الحصول على حجم من الناتج بأقل من $-\frac{أ}{ب}$ من المال . ثم يبدأ الناتج في الزيادة بمقدار ب وحده كلما زادت المعاملة عاملا واحدا وهذا ما يسمى بالناتج الحدي .

ونلاحظ في العلاقة الخطية ثبات المعدل المطلق للتغير وهو (ب) في معادلة الاستهلاك مثلا ، بمعنى أنه إذا زادت س بالوحدة زادت (ك) بمقدار (ب) من الوحدات . إلا أنه قد يكون من المحتمل ثبات معدل التغير النسبي فسي (ك) لعودة التغير المطلق في س ، وتأخذ المعادلة في هذه الحال الصورة :

$$ك = أ - ب س$$

والتي يمكن تحويلها إلى الصورة :

$$لو ك = لو أ + س لو ب$$

وتختلف الصورة وتسمى :

$$ك = أ - ب س - ج$$

هذه المعادلة الاسيه يمكن تحويلها الى الشكل :

$$لو ك = لو أ + ب لو س + ج لو ز$$

ومن المعادلة الاخيره يتضح ثبات معدل التغير النسبي في ك لكل وحدة من وحدات التغير النسبي في س ، ي ، أ ، أي أن $\frac{د ك}{د س} = \frac{د ي}{د س} + \frac{د أ}{د س} + \frac{د ج}{د س}$ معدل التفسير النسبي في ك عندما تتغير س بوحدة نسبيه . وكذلك الحال بالنسبه الى ح .

كما يمكن ايضا افتراض أن العلاقة تكون من الدرجة الثانية أو أى درجة أعلا . ومعادلة الدرجة الثانية بين متغيرين صورتها هى :

$$س = أ + ب س + ج س^2$$

يجدر بنا في هذا المجال أن نتناول الدوال المتجانسه كموره خاصه من الدوال .

الدوال المتجانسه Homogeneous Functions

الدالة المتجانسه هى صوره خاصه من الدوال التى لها أهميتها في جميع الميادين الاقتصادية . اذا كانت لدينا الداله $س = د (س١ ، س٢)$ وفرصنا تغير قيم المتغيرين $س١ ، س٢$ زياده أو نقصا بنسب ثابتة عن قيمهم المعلومه ، فإن التغير في الداله $س = د (س١ ، س٢)$ يمكن أن يكون بنسب أكبر أو أقل أو مساوية لنسب التغير في المتغيرين .

وفي الحالة الخاصه التى تزيد فيها الداله $س = د (س١ ، س٢)$ أو تنقص دائما بنفس زياده أو نفس $س١ ، س٢$ تسمى الدالة في هذه الحالة داله متجانسه من الدرجة الأولى .

تعريف

تكون الداله $س = د (س١ ، س٢)$ داله متجانسه من الدرجة الأولى اذا كانت $د (س١ ، س٢) = \lambda د (س١ ، س٢)$ لاي

• قيمة من قسم λ

مثال (١) : اذا كانت $u = (u_1, u_2)$

$$= \begin{pmatrix} u_1^2 + u_2^2 \\ u_1^2 - u_2^2 + 2u_1 u_2 \end{pmatrix}$$

اذا ضرب كل من u_1 و u_2 في λ نحصل على

$$u(\lambda) = \begin{pmatrix} \lambda^2 u_1^2 + \lambda^2 u_2^2 \\ \lambda^2 u_1^2 - \lambda^2 u_2^2 + 2\lambda^2 u_1 u_2 \end{pmatrix} = \lambda^2 \begin{pmatrix} u_1^2 + u_2^2 \\ u_1^2 - u_2^2 + 2u_1 u_2 \end{pmatrix}$$

$$= \lambda^2 \begin{pmatrix} u_1^2 + u_2^2 \\ u_1^2 - u_2^2 + 2u_1 u_2 \end{pmatrix}$$

$$= \lambda^2 (u_1^2 + u_2^2 + u_1^2 - u_2^2 + 2u_1 u_2)$$

$$= \lambda^2 (2u_1^2 + 2u_1 u_2)$$

ومعنى ذلك أن $u(\lambda) = \lambda^2 (2u_1^2 + 2u_1 u_2)$ من الدرجة الثانية حيث $r = 2$.

وإذا صاغنا مثلاً التعبيرين المستقلين u_1 و u_2 حصلنا على

$$u(2) = \begin{pmatrix} 2u_1^2 + 2u_1 u_2 \\ 2u_1^2 - 2u_1 u_2 + 2u_1^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 2u_1^2 + 2u_1 u_2 \\ 4u_1^2 - 2u_1 u_2 \end{pmatrix}$$

مثال (٢) : اذا فرضنا الدالة $u = (u_1, u_2)$

$$= \begin{pmatrix} 3u_1^2 - 2u_1 u_2 \\ 2u_1 u_2 - u_2^2 \end{pmatrix}$$

وضرب كل من المتغيرات المستقلة u_1 و u_2 في ثابت λ كانت :

$$u(\lambda) = \begin{pmatrix} \lambda^2 (3u_1^2 - 2u_1 u_2) \\ \lambda^2 (2u_1 u_2 - u_2^2) \end{pmatrix} = \lambda^2 \begin{pmatrix} 3u_1^2 - 2u_1 u_2 \\ 2u_1 u_2 - u_2^2 \end{pmatrix}$$

$$\frac{2}{\text{ص}} - \frac{3}{\text{ص}} =$$

$$\lambda = \text{مر} (س، ي، ع، ص)$$

ولما كان $\lambda = 1$ فيقال أن الدالة د (س، ي، ع، ص) دالة متجانسة من الدرجة الصفرية . فإذا ضربت جميع المتغيرات المستقلة س، ي، ع، ص في ثابت فإن قيمة الدالة لا تتغير . والنال على ذلك أنه إذا ضرب كل من س، ي، ع، ص في ٥ مثلاً فإننا نحصل على

$$د (س، ي، ع، ص) = د (٥س، ٥ي، ٥ع، ٥ص)$$

ومن أهم خصائص الدوال المتجانسة ما كان منها متضمناً تفاضلاتها الجزئية . فإذا كانت د (س، ي، ع، ص) دالة متجانسة من الدرجة الرائية فإن

$$س دس (س، ي، ع، ص) + ي دي (س، ي، ع، ص) + ع د ع (س، ي، ع، ص) + ص د ص (س، ي، ع، ص) = ٠$$

هذه المتطابقة بقاعدة أيلر

ولاستنتاج هذه القاعدة تفاضل :

$$د (س، ي، ع، ص) = \lambda د (س، ي، ع، ص)$$

بالنسبة الى العملية λ فنحصل على :

$$س دس (س، ي، ع، ص) + ي دي (س، ي، ع، ص) + ع د ع (س، ي، ع، ص) + ص د ص (س، ي، ع، ص) = ٠$$

وبغرض أن قيمة $\lambda = ١$ يمكن الوصول الى قاعدة أيلر . فيكون التفاضل هو :

$$س دس (س، ي، ع، ص) + ي دي (س، ي، ع، ص) + ع د ع (س، ي، ع، ص) + ص د ص (س، ي، ع، ص) = ٠$$

ومعنى ذلك أن مجموع التفاضلات الجزئية للدالة مضروب كل منها في المتغير المستقل المناظر له يساوى الدالة مضروبة في r (درجة التجانس) .

مثال (٣) : سبق أن أوضحنا أن الدالة

$$d = (x_1 + x_2) = x_1^2 + x_2^2 + 4x_1x_2 + 2x_1^3 + 2x_2^3$$

دالة متجانسة من الدرجة الثانية .

وحساب التفاضلات الجزئية يكون

$$d_{x_1} = (x_1 + x_2) = x_1^2 + 2x_2 + 6x_1^2$$

$$d_{x_2} = (x_1 + x_2) = x_2^2 + 2x_1 + 6x_2^2$$

فيكون

$$x_1 d_{x_1} + x_2 d_{x_2} = (x_1 + x_2) d_{x_1} + (x_1 + x_2) d_{x_2} = 2d$$

$$x_1 d_{x_1} + x_2 d_{x_2} = 2d$$

$$2d = 2(x_1^2 + x_2^2 + 4x_1x_2 + 2x_1^3 + 2x_2^3)$$

$$2d = 2(x_1 + x_2)^2$$

ومعنى ذلك أنه لما كانت $d = (x_1 + x_2)$ دالة متجانسة من الدرجة الثانية فإن مجموع التفاضلات الجزئية مضروب كل منها في المتغير المستقل المناظر له يساوى ضعف الدالة الأصلية $d = (x_1 + x_2)$

مثال (٤) : إذا كانت الدالة (س، ع، ن) = ٣س - ٢ع + ٤ن -

دالة متجانسة من الدرجة الأولى .

وحساب التفاضلات الجزئية نجد أنها هي :

$$دس = (س، ع، ن) = ٣$$

$$دع = (س، ع، ن) = -٢$$

$$دن = (س، ع، ن) = ٤$$

$$دني = (س، ع، ن) = ١$$

فان س دس = (س، ع، ن) + س دس = (س، ع، ن) +

$$ع دع = (س، ع، ن) + ن دني = (س، ع، ن) =$$

$$٣س - ٢ع + ٤ن$$

ومن ذلك يتضح أنه في حالة الدالة المتجانسة من الدرجة الأولى يكون

مجموع التفاضلات الجزئية مضروب كل منها في التعبير المستقل المناظر لها مساويا

مساويا الدالة الاصلية د (س، ع، ن) .

بعض الامثلة الاقتصادية

أ - دالة الانتاج

تشرح دالة الانتاج لسلعة ما العلاقة بين حجم هذا الناتج

وكميات معينة من العناصر الانتاجية س١، س٢ . وتتوقف الصورة الرياضية

للدالة على الشروط النظرية للنواتج العديدة . فان كانت هذه النواتج متناقصة

كما تفترض النظرية الاقتصادية ، مع زيادة المستخدم من عنصر الانتاج

بقائه العناصر الاخرى ثابتة ، فانه من الافضل ان تكون الدالة غاطية وانما

تكون خطية في لحاظ ثبات المتغيرات .

الانتاجية * ثم تمر بمرحلة الغلة الثابتة وفي النهاية تمر بالغلة المتناقصة مع زيادة كمية العناصر الانتاجية.

ويسهل تعريف غلة الحجم بالنسبة لدوال الانتاج المتجانسة. وكما سبق أن أوضحنا تكون دالة الانتاج متجانسة من الدرجة الرائية اذا كانت.

$$د (\lambda \text{ س } ١ + \lambda \text{ س } ٢) = \lambda^r د (\text{س } ١ + \text{س } ٢)$$

فاذا زاد كل من المتصرين بمقدار λ زاد الناتج بمقدار λ^r .
وتكون غلة الحجم متزايدة اذا كانت $r < ١$ وثابتة اذا كانت $r = ١$ ومتناقصة اذا كانت $r > ١$ ويندر أن تكون دوال الانتاج متجانسة من درجة بخلاف الدرجة الاولى.

والدالة المتجانسة من الدرجة الرائية تكون تفاضلاتها الجزئية دوال متجانسة من الدرجة $r-١$ فاذا فاضلنا الطرف الايسر للمعادلة السابقة جزئيا بالنسبة الى $\text{س } ١$ كانت النتيجة :

$$\lambda \text{ د } ١ (\lambda \text{ س } ١ + \lambda \text{ س } ٢) = \lambda^r د ١ (\text{س } ١ + \text{س } ٢)$$

مما ينسب على λ

$$\text{د } ١ (\lambda \text{ س } ١ + \lambda \text{ س } ٢) = \lambda^{r-١} د ١ (\text{س } ١ + \text{س } ٢) \text{ وهذا}$$

هو تعريف التجانس من الدرجة $r-١$

ومعنى ذلك أنه اذا كانت دالة الانتاج متجانسة من الدرجة الاولى كانت الانتاجية الحديثة لكل من $\text{س } ١$ و $\text{س } ٢$ متجانسة من الدرجة الصفرية.

$$\text{أى أن د } ١ (\text{س } ١ + \text{س } ٢) = \text{د } ١ (\lambda \text{ س } ١ + \lambda \text{ س } ٢)$$

$$\text{د } ٢ (\text{س } ١ + \text{س } ٢) = \text{د } ٢ (\lambda \text{ س } ١ + \lambda \text{ س } ٢)$$

مثال : ومن بين دوال الانتاج المتجانسة المعروفة دالة كوب ودوجلاس للانتاج على المستوى القوسى :

$$ص = ١ ص١ - ١ ص٢$$

حيث صفر (٢) ١

فإذا زاد العمل من ١ وأسن المال من ٢ بقدر λ كانت

$$د = (١ ص١ + \lambda ص٢) = (١ ص١ + \lambda ص٢) = (١ ص١ + \lambda ص٢) = (١ ص١ + \lambda ص٢)$$

$$\lambda = ١ ص١ - ١ ص٢$$

يعنى بذلك أن دالة كوبيد ودوجلان دالة متجانسة من الدرجة الأولى .
يتكون دوال الانتاجية الحديثة لكل من العمل وأسن المال دوال متجانسة من الدرجة
الصفرية .

$$د١ (١ ص١ + \lambda ص٢) = (١ ص١ + \lambda ص٢) د١$$

$$د٢ (١ ص١ + \lambda ص٢) = (١ ص١ + \lambda ص٢) د٢$$

$$د٣ (١ ص١ + \lambda ص٢) = (١ ص١ + \lambda ص٢) د٣$$

$$د٤ (١ ص١ + \lambda ص٢) = (١ ص١ + \lambda ص٢) د٤$$

$$د٥ (١ ص١ + \lambda ص٢) = (١ ص١ + \lambda ص٢) د٥$$

$$د٦ (١ ص١ + \lambda ص٢) = (١ ص١ + \lambda ص٢) د٦$$

أى أنهما دالتان متجانستان من الدرجة الصفرية .

دالة الطلب

دالة الطلب دالة متجانسة من الدرجة الصفرية في السعر والدخل ، حيث

أنه يمكن استنتاج منحني الطلب من الاسعار P ع E ، P ع M ، والدخل Y من نفس المعادلات التي يستنتج منها للاسعار ع E ، ع M ، والدخل Y . ومعنى ذلك أنه اذا زادت الاسعار وكذا دخل المستهلك بنفس النسبة فان الكميات المطلوبة تبقى ثابتة دون تغيير . أى أن المستهلك سوف لا يتغير سلوكه .

ولكن المستهلك قد يتعرض للوم النقدى في حالة مضاعفة الاسعار ومضاعفة الدخل ، باعتقاده خطأ أن موقفه قد تحسن ، هذا يتصرف كما لو كان دخله قد زاد .

ومن ناحية أخرى قد يتعرض المستهلك ايضاً للوم المعرى ، ويدل على حساسيته من ناحية الاسعار اعتقاداً منه بأن ارتفاع الاسعار قد أصره رغم ارتفاع دخله النقدى بنفس النسبة فيصرف كما لو كان دخله قد نقص .

(٢) انواع المعادلات

المعادلات الهيكلية

توصف المعادلات التي تشرح الحالة الاقتصادية بكونها هيكلية نلرا لما تعرضه من هيكل اساسى لاقتصاديات المنشأ أو الصناعة موضوع الدراسة أو للاقتصاد بصفة عامة .

وتنقسم هذه المعادلات الى أربعة أنواع اساسية هي :

- ١ - المعادلات السلوكية
- ٢ - المعادلات الفنية
- ٣ - المعادلات التنظيمية
- ٤ - المعادلات التعريفية

والمعادلات هي عادة الصورة القياسية (الجبرية المحددة) للدوال التي تربط المتغيرات الاقتصادية ببعضها البعض . فاذ قيل مثلاً أن الاستهلاك دالة في الدخل كان معنى ذلك أن الكمية المستهلكة أنها تتوقف على الدخل أى أن لكل كمية (مستوى) من الدخل كمية تناظرها من الاستهلاك .

وفيما يلي تعريف بالانواع الاربعة للمعادلات الهيكلية :

١ - المعادلات السلوكية

وهي المعادلات التي تصف لنا السلوك الاقتصادي للمنتجس أو المستهلكين أو المستثمرين فهي التي تفسر لنا القرارات الاقتصادية التي يتخذونها ، ومن أمثلتها معادلات العرض والطلب ، والدورية الاقتصادية هي المسئولة أيضا عن اختيار المتغيرات الداخلة في تركب سبب هذه المعادلات .

فقد نخرج المعادلة السلوكية دالة ذات متغير مستقل واحد أو أكثر . فالمعادلة التي تعطي أن الكمية المستهلكة من سلعة ما أنها تتغير بتغير سعر هذه السلعة هي معادلة سلوكية تشرح مسندى استجابة الامر (في صورة الكميات المستهلكة) لسعر السلعة المستهلكة . والمعادلة التي توضح أن الكمية المستهلكة (المطلوبة) أنها تتغير بتغير سعر السلعة ، ودخل المستهلك ، وأسعار السلع البديلة ، هي أيضا معادلة سلوكية تبين أثر المتغيرات الأخرى التي تؤثر على قرارات الاسيرة بالنسبة للكمية المستهلكة .

٢ - المعادلات الفنية

ومن أمثلتها دالة الانتاج ، وهي العلاقة القائمة بين حجم الانتاج والموامل الداخلة في انتاجه . ولا شك أن الظروف الفنية للانتاج هي التي تحدد هذه الموامل ، ولا دخل للمحلل الاقتصادي في تحيينها ، وإنما ينحصر دوره في صياغة المعادلة واختيار الصيغه التي تحقن الظروف الفنية والاقتصادية معا . أما العلاقات التي تحدد حجم كل مساهم من الموامل المستخدم وثنا لاسعارها ونواتجها الحديثة فتصم المعادلات السلوكية المبين الاشارة اليها .

٣ - المعادلات التفاضلية

وتصعلنا نط معين من الملوك يحدده القانون مما
لا يدغم الاقتصادى الى فورم الغور لتفسيره . ومن خير الامثلة على ذلك
توازن الضرائب ، حيث نجد أن ايراد الدولة من ضريبة الدخل مثلاً
يساوى مجموع معدل الضريبة \times دخل الفرد .

٤ - المعادلات التفرعية

وتحتلها المتطافات • وهي علاقات تعبر لنا
أحد النسمات تعريف غير مشروط • فإذا عرفنا الدخل بأنه مجموع
الاستهلاك والإدخار أمكن أن نستنتج أن

(١) الادخار = الدخل - الاستهلاك

وتتحقق هذه المعادلة التعريفية (المتطابقة) مهما كانت قيم الاستهلاك والدخل ، حيث أن الادخار لابد وأن يحقق المعادلة بحكم التعريف (علما بأن الفروق بين المعادلتين والمتطابقة هو أن المعادلة علاقة مشروطة بينما المتطابقة علاقة غير مشروطة)

وإذا عرّضنا أن الناتج الكلي = الدخل الكلي
واعتبرنا أن كل مالم يستهلك من الناتج الكلي استثمار فمعنى ذلك أن الادخار = الاستثمار.

ومن أمثلة هذه المعادلات التعميرية معادلات شرط التوازن فسي
تحتاج أسواق السلع المختلفة - وتتكون هذه النماذج من معادلات العرض والطلب
لهذه السلع إلى جانب معادلة شرط التوازن -

(2) $\alpha = 1$

فرع = ح (ع)

ط = ضی

الخارجي ع .

والتعميم في المعادلة (١) بما تساويه من المعادلة (٢) :

$$\begin{aligned} \text{ي} - \text{غ} &= \text{ب} + \text{ي} + \text{ن} \\ \text{ي} - \text{ب} &= \text{أ} + \text{ع} + \text{ن} \\ (١ - \text{ب}) \text{ ي} &= \text{أ} + \text{ع} + \text{ن} \end{aligned}$$

$$(٣) \quad \text{ي} = \frac{1}{1-\text{ب}} + \frac{1}{1-\text{ب}} + \frac{1}{1-\text{ب}} + \text{ن}$$

والتعميم في المعادلة (١) بما تساويه من المعادلة (٢)

$$\begin{aligned} \text{س} = \text{أ} + \text{ب} + (\text{س} + \text{ع}) + \text{ن} \\ \text{أ} = \text{ب} + \text{س} + \text{ع} + \text{ن} \\ \text{س} - \text{ب} = \text{س} = \text{أ} + \text{ع} + \text{ن} \\ (١ - \text{ب}) \text{ س} = \text{أ} + \text{ع} + \text{ن} \end{aligned}$$

$$(٤) \quad \text{س} = \frac{1}{1-\text{ب}} + \frac{1}{1-\text{ب}} + \frac{1}{1-\text{ب}} + \text{ن}$$

والمعادلتان (٣) + (٤) معادلتين مشتقتين ويلاحظ فيها أن

الاستثمار هو العامل المحدد لكل من الدخل والاستهلاك وذلك نتيجة افتراضنا للعلاقتين (١) + (٢) ونصير الأولى علاقة الاستهلاك بالدخل ونعرف الثانية الاستهلاك بأنه الفرق بين الدخل والاستثمار .

ويبدو واضحاً أن معالِم المعادلتين (٣) + (٤) هي دوال في

المعالم الهيكلية في المعادلة (١) وهي الميل الحدي للاستهلاك (ب) والثابت (أ) .

مثال : إذا فرضنا أن معادلتى المرونة والطالب لسلعة ما هما :

$$(١) \quad \text{ط} = \text{أ} + \text{ب} \text{ ع} + \text{د} \text{ ح} + \text{ن} ١$$

$$(٢) \quad \text{ز} = \text{د} + \text{د} \text{ ع} + \text{و} \text{ س} + \text{ن} ٢$$

حيث ط = الاستهلاك ، م = الإنتاج ، ع = العمور
 ي = الدخل م = المأكل الجويه (كميات المطر ودرجة الحرارة)
 ن = ٢٥ = الخطأ العشوائي .

وهنا معادلتان هيكليتان .

وإذا عبرنا عن الكميات والأعمار بانحرافاتها كدوال في المتغيرات المحددة
 ي ، م والأخطاء العشوائية حملناها على الصورة المبسطة للتبويب وهي :

$$\text{مع} = - \left(\frac{\partial \text{ط}}{\partial \text{ي}} \right) \text{م} + \left(\frac{\partial \text{ط}}{\partial \text{م}} \right) \text{ع} + \frac{٢٥ - ١٥}{\text{ط} - \text{م}} \quad (٣)$$

$$\text{م} = - \left(\frac{\partial \text{م}}{\partial \text{ي}} \right) \text{ع} + \left(\frac{\partial \text{م}}{\partial \text{م}} \right) \text{م} + \frac{٢٥ - ١٥}{\text{ط} - \text{م}} \quad (٤)$$

وتقدر المعلمة ككسبه لمعامل كمر في المعادلتين (٤ ، ٣) والمعلمة
 ب كسبه لمعامل م ، وإذا طلت كل من (ب ، هـ) أمكن تقدير كل من (ح ، و) بـ
 معاملات المعادلة (٣) .
 باعتبار أنه لن يكون هناك ثوابت لأن قيم المتغيرات لمهوت لانحرافاتها
 عن المتوسط الحسابي لها .

أ = د = ٠ = ٠ = ٠ ونستطيع اشتقاق المعادلتين (٤ ، ٣) بـ
 المعادلتين الاعلىتين كما يلي :

المعادلتان الاصلتان :

$$\text{ط} = \text{أ} + \text{ب ع} + \text{ح ي} + \text{د م} + ١٥$$

$$\text{م} = \text{د} + \text{هـ ع} + \text{و م} + ٢٥$$

المعادلتان المشتقتان :

$$\text{ب ع} = \text{ط} - \text{أ} - \text{ح ي} - \text{د م} \quad (١) \quad (أ = ١٥)$$

$$\text{هـ ع} = \text{م} - \text{د} - \text{و م}$$

مع = ص - وس - ن (٢) ويطرح (٢) من (١)

$$ب - ح - مع = (ط - ح - ن) - (ص - وس - ن)$$

ويأخذ مع مشترك

$$مع (ب - ح) = - ح ن + وس + (ن - ط) + ط - ص$$

إذا تساوى الاحتلاك والانتاج

$$ن ط - ص = ص - ح ن$$

$$مع = \frac{ح}{ب - ح} - ن + \frac{وس}{ب - ح} + \frac{ن - ط}{ب - ح}$$

وبالمثل يمكن استنتاج

$$ص = ح + \left[\frac{ح}{ب - ح} - ن + \frac{وس}{ب - ح} + \frac{ن - ط}{ب - ح} \right]$$

$$= - \left(\frac{ح}{ب - ح} \right) + ن + \left(\frac{وس}{ب - ح} \right) + \frac{ن ط - ح ن}{ب - ح}$$

(٣) عدد المعادلات

يأتى بعد ذلك سؤال هام : ما هو انصب عدد للمعادلات الستى

يحتويها النموذج . في الحقيقة ليست هناك قاعدة محددة تشير الى عدد المعادلات

التي يجب أن يتضمنها النموذج . وأن كان هذا العدد يتوقف على عدة اعتبارات

تتلخص في (١) الهدف من النموذج (ب) توافر البيانات (ح) أهمية القطاعات

المختلفة والمتغيرات المتعددة (د) درجة الاهتمام بالبيانات التحليلية .

رابعاً - أنواع النماذج

(١) نماذج الطبيعة الخطية

تقسم النماذج تبعاً لطبيعة الخطية فيها إلى ثلاثة أنواع هي :

(أ) نماذج تحتوي معادلاتها على "خطية" : وتتل في الخطية

أو الباقى غير المشروط يسمى التنبؤ في هذه الحالة . Shock Model .

ويمكن تصور هذا النوع من الخطأ بمثل بسيط يتل في نموذج من معادلات - واحد مع معادلة العرمر - تفرغ نظرية العرمر في بسط صورها وجود علاقة موجبة بين الكمية المعروضة لسلعة ما وعرمرها مع ثبات باقى العوامل - فإذا ارتفع العرمر زادت الكمية المعروضة من السلعة والعكس صحيح - ونماذج أسلوب البحث القياس نجد أن المهمة الأولى هي توصيف النموذج بمعنى تحديد التغير التاميم والتغيرات العرمره ، وعدد المعادلات ، والصيغة الرياضية للتنبؤ ، وأخيراً الفروض القليلة لتوحيدها لاشارات قيم المعالم ، وتلخص معلوماتنا النظرية في هذا العدد في الآتسى :

(أ) أن التغير التابع هو الكمية المعروضة (م) والتغير العرمر هو

العرمر (م)

م = د (م)

(ب) لم تحدد النظرية الاقتصادية ما إذا كان نموذج العرمر يمكن

دراسة كنموذج المعادلة الواحد ، أو كنموذج المعادلات الآتية .

وفي هذه المرحلة يمكن الاكتفاء باختيار النموذج موضع الدراسة

هو نموذج المعادلة الواحد .

(ج) أما الصيغة الرياضية للمعادلة فلم تضع النظرية الاقتصادية

عن كونها خطية أو غير خطية . ولذا كان من واجب الباحث

القياس تعيين ذلك . ولتبدأ بافتراض كونها خطية بسيط

في الصورة عرمر = ب + د م

وتمنى هذه الصيغة أن هناك اتجاه واحد للسبب بين التغيرات مرأى آخر ،
وهو أن السعر هو السبب في تغيرات الكمية المعروضة وليس العكس .
وأن المعالم في دالة المرعى $P = P_1 -$ وأن الهدف هو الحصول
على تقديرها للقيمة العددية . والتوقع أن تكون إشارة P_1 موجبة .
أما من ناحية قيمة المعلمة P_1 فنحن نعلم أنه في حالة الدالة الخطية
تدخل هذه المعلمة في حساب المرونة السعرية للعرض التي تمسرى
بأنها $P_1 = \frac{P}{Q} \times \frac{Q}{P}$

حيث P = سعر القيمة المتوسطة لكل من P و Q
خلال فترة المينس .

ومعلومية متوسطات قيم P و Q ، فإن كان عرض السلعة غير مرونة كما
هو الحال بالنسبة للمنتجات الزراعية ، فمعنى ذلك أن قيمة P_1 يجب
أن تكون مناسبة لتجعل في النهاية المرونة السعرية أقل من الواحد
الصحيح . أما أن كان العرض مرناً ، كما هو الحال بالنسبة لبعض
المنتجات الصناعية ، فإن P_1 يجب أن تكون ذات قيمة تجعل
المرونة تزيد عن الواحد الصحيح .

أما المعلمة (P) فيجب أن تكون قيمتها مساوية للصفر أو موجبة
وليس سالبة . ففي الحالة الأولى تعنى أن تكون الكمية المعروضة
مساوية للصفر أن كان السعر مساوياً للصفر . والقيمة الموجبة
معناها أن كمية ما سوف تعرض في الاسواق حتى وأن وصل السعر
إلى الصفر . ولا شك أن القيمة السالبة لهذه المعلمة تعنى عدم
مقبولية النتيجة اعتماداً على حملنا على كمية سالبة .

(د) أن الصيغة المقترحة لمعادلة المرعى تعنى أن التغيرات في الكمية
المعرضة (م) انما ترجع فقط إلى التغيرات في السعر (س) دون غيرهما
من التغيرات الأخرى . وأن كان هذا صحيحاً فأتينا نتوقع أن جميع النقط
المثلة لأزواج قيم الكمية والسعر يجب أن تقع على خط مستقيم . ولكننا في حقيقة

الامر اذا جمعنا مثل هذه البيانات من أحد الاسوان ، وحاولنا عرضها
ببانيا ، فاننا نجد انها لا تقم على خط مستقيم أو أى منحني بسيط
ولكنها تأخذ بالتقريب شكل الخط أو المنحني . وترجم انحرافات النقط
عن الخط الى عدة عوامل يمكن أن تلخصها في الآتية :

١ - انفعال بعض المتغيرات

لا شك أن كل متغير اقتصادي يتأثر بالعديد من
من العوامل . وعلى سبيل المثال أن نمط استهلاك الأسرة يعتمد
دخلها ، والاسعار ، وتركيب الأسرة من حيث السن والنوع ، والمستويات
السابقة للدخل ، والادواق ، والديسن والمستوى التعليمي والاجتماعي
للأسرة . ومثلثاتها الى غير ذلك من العوامل المتعددة . ومن الواضح
أن هذه العوامل المؤثرة على المتغير التابع قد يتغير اضافتها للدالة
لعدة اسباب منها : (أ) جهل الباحث ببعض العوامل (ب) عدم
امكانية قياس بعض العوامل احصائيا كالعوامل النفسية أو الادواق أو التوقعات .
كما يتغير ادبيات تفريها بالمتغيرات العددية تفريها مقبولا . (ج) عشوائية
بعض العوامل التي يصعب توقعها من ناحية الشكل الذي يمكن أن تقسم
به والتوقيت الذي يمكن أن تحدث فيه كالأه والزلزال والحروب (د) صفر
أثر كل عامل على حده مما يؤدي الى صفر معالم مثل هذه المتغيرات
وتعذر قياسها ، وأن كانت في مجموعها تؤثر بوضوح على المتغير التابع .
(هـ) عدم توافق البيانات الاحصائية ولاءتها للقياس ، وخاصة في حالتي
السلال الزمنية ولكننا يعلم أن نقص البيانات يؤدي الى مشكلة درجات
الحرية . ولذا كان من الأفضل في أغلب الحالات الاكتفاء بإضافة سلات
أو أربع متغيرات هامة إضافة صريحة في المعادلة .

٢ - عشوائية السلوك البشري

ان صعوبة توقع السلوك البشري الى حد ما قد
يتسبب في الانحراف عن نمط السلوك الطبيعي أو المعتاد ، الذي يحسده

خط العلاقة ، كما يحدث أحيانا عندما يغير المستهلك نمط انفاقه دون ان يطرأ
أي تغير على دخله أو على اسعار السلع المستهلكة .

(٣) التوصيف غير السليم من ناحية الصيغة الرياضية لهذه المعادلات

قد تستخدم الصيغة الخطية لسهولة بدلا من الصيغة
غير الخطية الواجب استخدامها ، وربما أغفلت بعض معادلات النموذج . فالذواهر
الاقتصادية باللغة التعميد ، يتعذر عرضها في معادلة واحدة مهما تعددت متغيراتها
المفسره . وفي اغلب الاحيان تتحدد كثير من المتغيرات أنيا من خلال نموذج متعدد
المعادلات . فالمسعر مثلا يحدد الكمية المعروضة كما يتحدد أيضا من خلالها .
ومعنى ذلك أن دراسة العرض من خلال نموذج المعادلة الواحدة انما يجرى
الى خطأ راجع الى توصيف غير سليم لصيغة النموذج من ناحية هذه المعادلات .

(٤) اخطاء التجميع

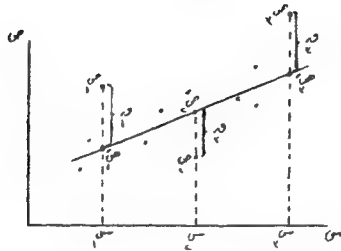
غالبا ما تستخدم بيانات مجمعة كاجللى الاستهلاك
واجمالى الدخل حيث تجمع القيم الخاصة بأفراد غير متشابهة السلوك . ففى
حالة دالة الانتاج لصناعة ما مثلا ، قد تجمع المنتجات وضاير الانتاج لمستثمرين
غير متشابهين . كما أن التغير فى توزيع الناتج الكلى بين المنشآت من أهم
العوامل فى تحديد هذا الناتج . ومع ذلك فان المتغيرات الخاصة بالتوزيع
لا تظهر فى الدالة . هذا الى جانب أنواع أخرى من التجميع تكون سببا فى الخطأ
بالمعادلة .

ويمكن تصوير الاخطاء المشار اليها باضافة التغير العشوائى فى الدالة

القياسية ، الذى يرمز له عادة بالرمز ϵ ، فيصير النموذج عشوائيا بالصورة :

$$Y = (b_0 + b_1 X_1 + \dots + b_n X_n) + \epsilon \quad (نمذ)$$

وتتجزأ العلاقة الحقيقية التى تربط المتغيرات الى جزئين : الاول ويمثله خط الانحدار ،
والثانى يمثل الخط العشوائى ϵ . ويوضح الشكل معنى هذين الجزئين بانياسيا .
ومعنى هذا أن كل نقطة من قيم Y ($Y = ٥١ \ ٥٢ \ ٥٣ \dots \ ٥٥٠٠٠$) يمكن شرحها
بدلالة Y والخط العشوائى ϵ .



وتكون $P = P_1 + P_2 + P_3$

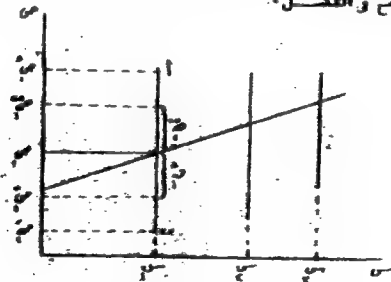
التغيرات في $P =$ التغيرات المنتظمة + التغيرات العشوائية
 $=$ التغيرات المشروحة + التغيرات غير المشروحة

وفي ضوء ما سبق يتضح أن الخطأ العشوائي يرتبط بمعناه باصطلاح المألوف
 و الندائية الاقتصادية "بفرضيات العوامل الأخرى" *ceteris paribus*.
 وعلى سبيل المثال إن دالة الطلب $P = P_1 + P_2$ التي تفترضها النظرية الاقتصادية تدل على أن الكمية من سلعة ما دالة في سعرها بفرضيات العوامل الأخرى . وهذا يعني أن علاقة السعر والكمية تتحقق إذا ما ثبتت كل العوامل التي لم تظهر صراحة في الدالة كالدخل والذوائ والأسعار الأخرى .
 ولما كانت الدائريات تمرر دائما الصورة المبسطة للواقع المعقد في حياتنا ،
 فإن الاصطلاح السابق نادرا ما يتحقق . فمن الملاحظ عن جميع بيانات أسعار
 الكميات المشتراة من سلعة ما والأسعار المناظرة أنها لم تجمع في وقت كانت
 فيه باقي العوامل الأخرى ، كاسعار السلع والدخل والذوائ ، ثابتة . بسبب
 كانت في حقيقة الأمر مستمرة في التغير وتشتت . ومن هنا كان ولا بد في الانتصاف
 القياسي ، من إضافة التغير العشوائي في الدالة القياسية نظرا لعدم تحقق
 شرط بقا العوامل الأخرى على حالها .

ومن ناحية أخرى ، يمكن تغيير المعادلة السابقة من $a + b + c = 1$ ، بمعنى أن لكل قيمة من قيم حركياً منطقة التغير مرتبطة على قيمة موجبة كانت أم سالبة . فكل قيمة من قيم مرتزيم لعديد من قيم c وبالتالي القيم من .

فإذا فرضنا مثلاً أن سعر السلعة هو a ، فإن الكمية المعروضة المتاحة يمكن أن تكون أي قيمة فيما بين a و $a + 1$ ، تبعاً لقيمة (c) وتختلف ، فإن وضع اضراب بين ساحلي اللويات مثلاً أدى ذلك إلى تأخير توزيع الطعة ، بمعنى أن الكمية المعروضة سوف لا تكون a ، الشاهدة على خط الانحدار ، بل ستكون كمية أقل منها وهي $a + 1$ نتيجة للاسباب السابقة وهن الخط العشوائي هو $a + 1$.

والعكس إذا مرت اشارة انخفاض سعر السلعة باليدلة ، أو احتمال ظهور سلعة جديدة في السوق ، أدى ذلك إلى حركات كبيرة من السلعة .
أي أن الكمية المعروضة الخاضعة للسعر a ستكون هي $a + 1$ تصبح الخط الناتج $a + 1$.
كما هو موضح في الشكل .



Error Models

(ب) عتبات تحتوي بياناتها على أخطاء عشوائية

تحتوي أخطاء البيانات من الخطأ والقياس العشوائي وتغير معين .
يمكن تقدير ذلك في نفس الحدود لارتفاع مستوى البيانات وتعليمها
من الأخطاء ، أي أن ، الأمر الذي ينبغي أن نحققه من البيانات الخطأ القياسي .
كما يتغير طويلاً وتحتوي أن كانت البيانات لتتغير طويلاً .

وإذا كان لدينا نموذجاً من معادلة واحدة هي :

$$(1) \quad \text{ص} = \text{ب} + \text{پ} + \text{ن}$$

هذا يفرض أن الخطأ العشوائي (ق) يرتبط بالتغير التام ص فقط. ويشمل هذا الخطأ خطأ قياس التغير ص والعنصر العشوائي في ص. مع افتراض عدم وجود أخطاء في التغير المستقل ص. ولو أن الفرض الأخير يجب مناقشته حيث أن كلا المتغيرين ص. ص بها أخطاء. نياص وأخطاء عشوائية أيضاً. فإذا فرضنا وجود هذه الأخطاء في كل من ص. ص كانت العلاقة بين هذين المتغيرين كالآتي :-

$$(2) \quad \text{ص.} = \text{ب} + \text{پ} + \text{ن.}$$

حيث أن ب. ب هي المعالم المطلوب تقديرها ومن ثم وجود الأخطاء في التغيرات

$$(3) \quad \text{فان} \quad \text{ص.} = \text{ق.} + \text{ق}$$

$$(4) \quad \text{ص} = \text{ص.} + \text{ق.}$$

بإحلال كل من المعادلتين في المعادلة السابقة فإن

$$\text{ص} - \text{ن} = \text{ب} + \text{پ} + \text{ن} - \text{ن.} \quad (5)$$

$$(5) \quad \text{ص} = \text{ب} + \text{پ} + \text{ن} + (\text{ق} - \text{ق.})$$

وتتلو المشكلة الآن في الحصول على تقدير متسلك من ب. ب بدلاً من المتغيرين ص. ص. وقبل الوصول إلى طريقة التقدير المطلوبة عندما يكون بكل من المتغيرين أخطاء علينا معادلة المعادلتين عندما تكون الأخطاء في متغير واحد فقط. أن الحالة البالوة هي افتراض وجود الأخطاء في ص واعتبار أن الخطأ (ق) في ص = صفر. بمعنى ذلك أن المعادلة الأخيرة تكون :

$$\text{ص} = \text{ب} + \text{پ} + \text{ن} + \text{ن}$$

وتكون طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير كل من ب. ب في هذه المعادلة هي أنسب الطرق.

أما إذا كان الخطأ موجوداً في س فقط فإن ق (خطأ ص) = صفر وتصير المعادلة (٥) :

$$ص = پ + پ١ (س - ق)$$

$$أي أن س = - \frac{پ}{پ١} + \frac{١}{پ١} ص + ق$$

ويمكن كتابتها

$$ص = پ١ + پ٢ (س - ق)$$

وفي هذه الحالة تكون طريقة المربعات الصغرى العادية هي أنسب طريقة لقياس كسل من پ١ + پ٢ . وتتلخص أهم مصادر الأخطاء في المتغيرات في الأنس :

- ١ - أخطاء المعاينة وأخطاء تكبير نتائج العينات ، حيث أن أغلب البيانات المنشورة هي بيانات تمجيعية لبيانات تم الحصول عليها من عينات .
 - ٢ - اختلاف مفهوم المتغيرات التي نشرت بياناتها عن مفهوم المتغيرات الواردة في الأدب الاقتصادية . ففي نظرية دالة الاستهلاك مثلاً ، يلهم الدخل التصرفي كتغير مفسر في حين أن الإحصاءات الرسمية غالباً ما تنشر أرقام إجمالي الناتج القومي ، فاستخدام أرقام التفسير الأخير سوف يؤدي إلى لهر أخطاء في المتغير المفسر .
 - ٣ - استخدام الأرقام القياسية للأسعار ، بما فيها من أخطاء في تعديل بيانات القيمة المنشورة عن المتغيرات لتحويلها إلى بيانات الكمية حتى ينسقى لهرها في العلاقات المختلفة كما صورتها النظرية الاقتصادية والتي تسعى إلى قياسها .
 - ٤ - استخدام المتغيرات العددية إذا أن هذه المتغيرات بطبيعتها تتعرض للأخطاء القياس حيث أنها بدائل للمتغيرات الأصلية التي تتطلبها .
 - ٥ - استخدام الأرقام القياسية للأسعار والأجر وغير ذلك كتغيرات مفسرة .
- ومن أجل ذلك فإن افتراضنا عدم وجود أخطاء في المتغيرات المفسرة فسرر يجب مناقشته في كل التطبيقات القياسية . هذا وأن كان وجود مثل هذه الأخطاء

لا يهم كثيرا انا اخذ التجزى أو المستهلكين أو الوحدات الحكومية قرارهم على اساس البيانات المنشورة بدلا من استخدام البيانات الحقيقية للتفسيرات الغالية من الاخطاء غير المعلومه - فغالبا ما تبقى الحكومات حياطاتها على اساس النتائج المتحصل عليها من استخدام البيانات المنشورة وتتخذ القرارات بعد استكمال القيم الشاذة للتغيرات -

وما يترتب على وجود اخطاء القياس في التغيرات حصولنا على تقديرات متحيزة وفوضلة للمعامل ، فانا نخلط اخطاء القياس في التغيرات الخفية على شيلاتها في التغير التبعي أو التغيرات الغائية ، في المعادلات الخطية ، لدى ذلك الى تحيز قيمة معامل الانحدار (ب) الى اسفل وتحيز قيمة التبع (ب) الى اعلا - كما ان تحيز تقديرات المعامل لا يتجه نحو الانخفاض كما زاد حجم العينة معنى ذلك ان هذه التقديرات غير متحيزة ايضا -

وهناك عدة حلول يمكن اقتراحها لحل مشكلة الاخطاء في التغيرات من اعمها :

- | | |
|-------------------------|---------------------------|
| Inverse Least Squares | ١ - مطلب السمات المعكرونة |
| Two - group methods | ٢ - طريقة المجموعتين |
| Three - group method | ٣ - طريقة الثلاث مجموعات |
| Weighted Regression | ٤ - الانحدار المرجح |
| Durbin's ranking method | ٥ - طريقة رتبين للتوزيع |
| Instrumental Variables | ٦ - التغيرات المساعدة |
| Maximum Likelihood | ٧ - الاحتمال الاكبر |

وتنضمها هنا على شرح احدى هذه الطرق وهي الاكثر استخداما في البحوث القياسية الخطية وهي :

طريقة الانحدار المرجح
Weighted Regression
وتعريف الخطوط الآتية :

- ١ - نمثل على محور العمدة ب من المقياس "د" (س)
في الصورة "ب" - بيم س

٢ - نحصل على تقدير للمعلمة β من الانحدار العكس أى من الدالة $س = د$ (ص) في الصورة

$$\hat{\beta} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 س \quad \text{وهي يمكن استنتاج أن } \hat{\beta}_1 / 1 = \hat{\beta}_1$$

٣ - نحصل على التقدير النهائي للمعلمة β بحساب الوسط الهندسي للتقديرين السابقين ، أى أن

$$\hat{\beta}_1 = \sqrt{\hat{\beta}_1^2 \times \hat{\beta}_1^2} \quad \text{وإذا كانت } \hat{\beta}_1 = \frac{\text{مجموع مربعات}}{\text{مجموع مربعات}} \quad \text{و} \quad \hat{\beta}_1 = \frac{\text{مجموع مربعات}}{\text{مجموع مربعات}}$$

$$\text{فإن } \hat{\beta}_1 / 1 = \frac{\text{مجموع مربعات}}{\text{مجموع مربعات}}$$

$$\text{وتكون } \hat{\beta} = \sqrt{\frac{\text{مجموع مربعات}}{\text{مجموع مربعات}} \times \frac{\text{مجموع مربعات}}{\text{مجموع مربعات}}}$$

$$\sqrt{\frac{\text{مجموع مربعات} / ٢}{\text{مجموع مربعات} / ٢}} = \sqrt{\frac{\text{مجموع مربعات}}{\text{مجموع مربعات}}} = \sqrt{\frac{\sigma^2}{\sigma^2}}$$

ونتم اختيار إشارة هذه المعلمة على أساس إشارة التفاضل بين $س$ و $د$ ، أى على أساس إشارة $\frac{د}{س}$

$$\text{وتقدير قيمة الثابت } \hat{\beta}_0 \text{ من المعادلة } \hat{\beta}_0 = \bar{د} - \hat{\beta}_1 \bar{س}$$

وتعتمد طريقة الانحدار المرحج على العرصر الضمني الذي يقضي بتساوي النسبة بين تباينات الأخطاء ، والنسبة بين تباينات التنبؤات المشاهدة أى أن :

$$\frac{\text{مجموع مربعات}}{\text{مجموع مربعات}} = \frac{\sigma^2}{\sigma^2} = \frac{\sigma^2}{\sigma^2}$$

وهذا الفرص ضروري حتى يكون تقدير \hat{y}_t تقدير متيسر .
- نماذج تدوير على أخطاء في المعادلات وأخطاء في المتغيرات
Shock-error Models : وهي اقصد أنواع النماذج ويتكون
الباقى فيها من شقين : الشئ المرتبط بالمعادلات ، والآخر المرتبط
بالتغيرات .

(٢) نماذج للحركة

تقسم النماذج الاقتصادية نماذج للحركة الى قسمين
اساسين هما النماذج الاستاتيكية والنماذج الديناميكية .

(١) النماذج الاستاتيكية Static Models

تعرف النماذج الاستاتيكية بأنها النماذج التي
تكون جميع المتغيرات الداخلة في تركيب معادلاتها بنفسها الجارية .
فهي اذن متغيرات متجاورة (داخلية ليس لها فترة ابطاء) أو خارجية
للفترة الجارية . ففي حالة نموذج سون سلعة ما ، تنطه المعادلات
الهيكلية الثلاثة ، اذا فرضنا مثلا انتقال منحنى الطلب فان المنتجين
يبدلون انتاجهم لهدفها بمعنى انهم يتحركون على منحنى العرض مع
تجاهل الوضع اللان لهذه الحركة . واذا فرضنا ايضا حصول المستهلكين
على دخل اكبر فانهم بحاجة لذلك يزيدون استهلاكهم في نفس اللحظه
التي يحصلون فيها على دخلهم الاضافي .

ومعنى تلوئنا للحياة الاقتصادية من خلال نموذج استاتيكي
حصولنا على القيم التوازنية للمتغيرات الاقتصادية . ففي حالة العرض والطلب
مثلا نجد أن نقطة التوازن ، وهي نقطة تقاطع المنحنيين المثلثين للمعرض
والطلب ، تحدد النقطة الزمنية التي يتحدد فيها المنحنيين واذا انتقل
احد هذين المنحنيين ، نتيجة تغير العملية الخاصة به ، تغيرت نقطة
التوازن . من هنا اهم البحث القياسي بالوضع الاستاتيكي المقسمان
Comparative Static. الذي يهتم بطريقة تغير نقط التوازن .

ويؤيد فيما يلي بعض الأمثلة الموضحة للوضع الاستاتيكي المعال.

١ - التوازن الموقى لاحدى السلم

إذا فرضنا نموذجاً بسيطاً لسون أحدى السلم

ويتكون من ثلاث دوال الأولى للطلب والثانية للمعرض والثالثة للتوازن وهي :

$$(1) \quad \text{ط} = \text{د} \quad (\text{ع})$$

$$(2) \quad \text{خر} = \text{د} \quad (\text{ع})$$

$$(3) \quad \text{ط} = \text{خر}$$

وفي هذه الحالة يمكن حل المعادلات الثلاث التى تمثل هذه

الدوال حيث $\text{ط} = \text{الكمية المطلوبة من السلعة} \text{ } \text{ع} = \text{الكمية المعروضة}$

من هذه السلعة = سعر هذه السلعة.

والمعادلتان الأولىان معادلتان سلوكيتان توضح سلوك كلا من

المستهلكين والمنتجين على الترتيب . أما المعادلة الثالثة فهى معادلة

تعمريه تمثل شرط التوازن .

وبغرض أن المعادلات الثلاثة بنتائجها على :

$$(1) \quad \text{ط} = 100 - 10 \text{ع}$$

$$(2) \quad \text{خر} = 250 + 15 \text{ع}$$

$$(3) \quad \text{ط} = \text{خر}$$

والتغيرات الثلاثة $\text{ط} \text{ } \text{ع} \text{ } \text{خر}$ مع متغيرات داخلية حيث يتعين المتغير

ط بواسطة ع فى (١) ، خر بواسطة ع أيضاً فى (٢) ، ع بواسطة ط و خر معاً

فى (٣) .

ولحل هذا النموذج : نبدأ بالتعويض المعادلة (٣) بها تساويه أى :

$$100 - 10 \text{ع} = 250 + 15 \text{ع}$$

$$750 = 25 \text{ع}$$

$$30 = \text{ع}$$

وهذا هو سعر التوازن الذى تتساوى عنده الكمية المطلوبة والكمية المعروضة،

وللمحصل على كمية التوازن نعوض سعر التوازن فى إحدى المعادلتين (١) أو

(٢) أى إن :

$$٧٠ = ١٠٠ - ٣٠ = (٣) ١٠$$

$$٧٠ = ٣٠ + ٤٠ = (٣) ١٠$$

ويكون سعر التوازن = ٣٠ كمية التوازن = ٧٠

وإذا فرضنا وجود متغيرات خارجية في النموذج ليصبح كالاتى :

$$(١) \quad ط = د١ (ع + ح + ى)$$

$$(٢) \quad مر = د٢ (ح)$$

$$(٣) \quad ح = ع$$

$$(٤) \quad ى = ى$$

$$(٥) \quad ط = مر$$

حيث ع = سعر السلعة البديلة

ى = دخل المستهلك

ح = سعر معلوم للسلعة البديلة

ط = دخل معلوم للمستهلك

وهذا النموذج يمكن حله حيث يتكون من خمسة معادلات وبه خمس

متغيرات هى ط ، ع ، ح ، ى ، مر والمعادلات الاربعة الاولى هى

معادلات سلوكية اما الخامسة فهى تعريفية والمتغيرات الخمسة هى

ثلاثة داخلية هى ط ، ع ، ح واثنين خارجية وهى ى ، مر

وإذا فرضنا التناقص الانحصر للمعادلات الخمسة :

$$(١) \quad ط = ١٠٠ - ٣٠ + ع + ح + ى$$

$$(٢) \quad مر = ٣٠ + ٤٠ + ح$$

$$(٣) \quad ح = ع$$

$$(٤) \quad ى = ٧٠$$

$$(٥) \quad ط = مر$$

أمكن حل هذا النموذج بالتموير يعني ع • ي في المعادلة الأولى أن

$$(١) \quad ط = ١٠٩ - مع + ٢ + (٣) ٠١ + (٢٠٠)$$

$$= ٢٣٥ - مع$$

$$(٢) \quad مع = ٢٥ + ١٠ ع$$

$$ط = مع$$

وبذلك نحصل على نموذج به ثلاثة معادلات وثلاث متغيرات داخلية والتموير

في (٥) بما تنافيه من (١) و (٢) نجد أن

$$٢٣٥ - مع = مع + ٢٥ + ١٠ ع$$

$$٢١٠ = ٢٥ ع$$

$$ع = ٨٤ \quad \text{أي أن سعر التوازن} = ٨٤$$

والتعويض بسعر التوازن في المعادلتين ١ و ٢

$$ط = مع = ٢٣٥ - (٨٤) = ١٥٠ + ٢٥ = (١٦٥)$$

$$١٦٥ = ط \quad \text{أي أن كمية التوازن} = ١٦٥$$

ب- من نظرية المنشأ

في ظروف المنافسة التامة يسمى المنشأ الى تحديد كمية

الناتج التي تحقق أعام ربح ويكون النموذج مكونا من خمسة معادلات هي :

$$(١) \quad ط = ٨٠ + ٢ مع + ٠٤ ع$$

$$(٢) \quad مع = مع$$

$$(٣) \quad ع = ١٠$$

$$(٤) \quad ع = مع$$

$$(٥) \quad ح = نهاية على (ح)$$

وتدل المعادلة الأولى على التكاليف الكلية حيث = التكاليف الكلية •

مع = حجم الناتج • وتدل المعادلة الثانية على الايراد الكلى (ي) وأنسبه

جاءه عن حاصل ضرب الناتج في سعره (م) وتدل المعادلة (٣) على أن السعر

في حالة تناقص يعني قبول المنشأ للمع كـ هو مساوى ١٠ في هذه الحالة يساهم

والذا يعتبر المحر متغيرا خارجيا في هذا النموذج . وتعبر المعادلة (٤) الربح (ح) لتحديد المعادلة (٥) شرط التوازن المنشأ وهو تدلسم الربح .

ويتطلب حال هذا النموذج الوصول الى قيمة صالتي تعلم قيمة ح وهذا يتطلب ايضا تعيين قيم ت ه ي ه ح بمعلومية ع المعلومة .
وبهذا الحال بالتموير : المعادلة (٣) في (٢) ثم بالمعادلة (١) في (٢) في (٤) للحصول على معادلة الربح كدالة في الناتج وهي :
ح = ١٠ - ٨٠ - ٢ - ٤٠٠٠ ص (٤)
وللوصول بفيمة ح الى النهاية المدعى يكون الشرط الاول ان

$$\frac{ك}{ص} = \frac{ح}{ص} \text{ صفوا ان}$$

$$\frac{ك}{ص} = \frac{ح}{ص} = \frac{١٠ - ٨٠ - ٢ - ٤٠٠٠ ص}{ص} = \text{ صفر}$$

$$١٠٠ = \frac{٨}{٠.٨}$$

وللتأكد من صحة هذه النتيجة نطبق الشرط الثاني لتدليم الربح وهو ان

$$\frac{ك}{ص} > \frac{ح}{ص} \text{ وند ان :}$$

$$\frac{ك}{ص} = \frac{ح}{ص} = ٠.٨$$

وهي قيمة سالبه أقل من الصفر مما يؤكد أن الربح يبلغ نهايته المدعى عندما يصل حجم الناتج الى ١٠٠ وحدة وموحدم التوازن .
ومن هذا الحجم يمكن الحصول على قيم ت ه ي ه ح وهي :
ت = ٨٠ + ٢ + (١٠٠) + ٤٠٠٠ (١٠٠)

$$٦٨٠ =$$

$$١٠٠٠ = (١٠٠) ١٠ = \text{ب}$$

$$٣٢٠ = ٦٨٠ - ١٠٠٠ = \text{ج}$$

وحيث أن السعر كان في هذا المثال صغيراً خارجياً فإن المعادلات الهيكلية الخمسة قد حددت قيم التعميرات الداخلية الخمسة في النموذج :

جـ - نموذج الدخل القومي

إذا فرضنا أن النموذج التالي هو نموذج الدخل القومي :

$$(١)$$

$$\text{ك} = \text{د} + \text{ب}$$

$$(٢)$$

$$\text{س} = \text{س}'$$

$$(٣)$$

$$\text{ب} = \text{ك} + \text{س}$$

حيث أن ك = الاستهلاك ، ب = الدخل ، س = الاستثمار والمفيران ك ، ب متغيران داخليان ، س = متغير خارجي محدد في الخطأ مثلاً .
وإذا فرضنا النتائج الآتية للنموذج :

$$(١)$$

$$\text{ك} = ١٠ + ٠,٧٥ \text{ ب}$$

$$(٢)$$

$$\text{س} = ٣٠$$

$$(٣)$$

$$\text{ب} = \text{ك} + \text{س}$$

والمعادلات (١) ، (٢) معادلتان سلوكيتان بينما المعادلة (٣) معادلة تعريفية ولحل هذا النموذج نعوّض (٢) في (٣) لنحصل على قيمة ب أن :

$$\text{ب} = ١٠ + ٠,٧٥ \text{ ب} + ٣٠$$

$$(١ - ٠,٧٥) \text{ ب} = ٤٠$$

$$\text{ب} = ١٦٠$$

وبالتعويض في (١) ينتج أن :

$$\text{ك} = ١٠ + ٠,٧٥ (١٦٠)$$

$$= ١٣٠$$

ومعمران الاستثمار أمكن تعريفه بمعادلة واعتباره متغيراً داخلية بدلاً
من تحديده بقيمة معينة فيصير النموذج كالآتي :

$$\begin{aligned} (١) \quad & ١٠ + ٠.٧٥ \text{ ي} \\ (٢) \quad & ١٠ - ١٢٠٠ \text{ ر} \\ (٣) \quad & \text{ي} = \text{ك} + \text{س} \end{aligned}$$

حيث $\text{ر} = \text{سعر الفائدة}$

ولحل هذا النموذج لابد من استكمال وفرض قيمة لسعر الفائدة وإضافتها
النموذج ولكن $\text{ر} = ٠.٠٥$

والحصول على قيمة برنموذجاً يعاويه سعر الفائدة في المعادلة
(٢) أن

$$\begin{aligned} \text{ر} &= ١٠ - ١٢٠٠ (٠.٠٥) \\ &= ٣٠ \end{aligned}$$

والتموير في المعادلة التعريفية (١) نجد أن :

$$\begin{aligned} \text{ي} &= ١٠ + ٠.٧٥ \text{ ي} + ٣٠ \\ &= ١٦٠ \end{aligned}$$

والفرق بين صيغتي نموذج الدخل القوي أنه في النموذج الأول فسد
افتراضاً قيمة معينة للاستثمار وهي ١٣٠ أما في الثاني فقد تم شرح الاستثمار
بمعادلة وصلنا إلى أن قيمته هي ٣٠.

ويمكن الاستثمار في فرماتك وإخبار سعر الفائدة متغيراً داخلية
ما يدعونا إلى إضافة معادلة جديدة تشرح سلوك العوامل المؤثرة
على سعر الفائدة الأمر الذي يتطلب ضرورة الاستعانة بدلمرية من النقود
وهذه المعادلة الجديدة هي معادلة التفضيل النقدي أو معادلة الطلب
على النقود . حيث اعتبر أن الطالب على النقود يتوقف على كل من الدخل
وسعر الفائدة .

وبالتالي ضمنى ذلك عليهم متغير جديد هو الكمية المطلوبة

من النقود ، وهذا يتطلب إضافة معادلة جديدة هي متادلة عرض النقود مسع
شرط التوازن أي تساوى الكمية المعروضة مع الكمية المطلوبة .
وتتوقف الكمية المعروضة على السياسة المالية والقرارات النقدية
التي لا يلزم أن تتحدد وفقا لمعامل اقتصادية مباشرة كالدخل أو سعر
الفائدة . وتعتبر كمية النقود عندئذ متغيرا خارجيا .
ومن ذلك يتضح أن حجم النموذج أننا يتوقف على عدد المتغيرات
التي يعتبر النموذج مسئولا عن شرحها وهي المتغيرات الداخلية .

الوضع الاستاتيكي المقارن Comparative Static
يستخدم هذا الاصطلاح لشرح التغير في النموذج الاستاتيكي
نتيجة تغيير معالم المعادلات الهيكلية أي تغيير نقط التوازن للنموذج .
فالوضع الاستاتيكي المقارن أننا يهتم بكيفية تغير نقط التوازن
ومعنى ذلك أن ما نسمى إليه الآن هو الحصول على نقطة التوازن الجديدة ،
وليس الوقوف على المدة اللازمة للحصول على النقطة الجديدة أو التعرف على
طريق الوصول إلى التوازن الجديد .
إذا فرضنا أن لدينا نموذجا سون احدى السلع الوارد في (أ) والذي كانت
نتائجها :

$$(١) \quad ط = ١٠٠ - ١٠ع$$

$$(٢) \quad ض = ١٥ + ٢٥ع$$

$$(٣) \quad ط = ض$$

$$\text{وسعر التوازن} = ٣ \text{ وكمية التوازن} = ٧٠$$

وفرض أن احدى معالم المعادلة (١) قد تغيرت فصار الحد المطالب
مساويا ١٢٥ بدلا من ١٠٠ ومعنى ذلك انتقال منحنى الطلب إلى اليمين
يؤدي إلى وجود نقطة توازن جديدة نتيجة تقاطع منحنى الطلب الجديد مع
منحنى العرض الأصلي .

ويحل التوضيح الجديد يكون سعر التوازن = ٤ وكية التوازن = ٠.٨٥ أي
أن هناك زيادة في السعر مقدارها الوحدة في حين أن الزيادة في الكية تساوي
١٥ وحدة.

والرجوع إلى التوضيح الثاني لسعر السلعة والذي شرح لنا الطالب بمواصلة
أخرى إلى جانب سعر السلعة كومي سعر السلعة البديلة والدخل فوجها تفسيرا
خارجيا. وإذا فرضنا ارتفاع سعر السلعة البديلة نتيجة تغير في الظروف منها
حتى يصير = ٦ فإن سعر التوازن يصبح ١٤.٤ وكية التوازن ١٦٦ ، في حين
كان سعر وكية التوازن في الحالة الأولى عندما كانت = ٣ هما ١٤ و ١٦٥ طسسى
التالى .

والنسبة لنسبة المنشأ فيمكن الوصول إلى الوضع الاستاتيكي المقارن إذا
تغيرت إحدى معالم معادلة التكاليف أو معادلة الإيراد . ونذكر على سبيل المثال
أن ارتفاع أسعار عناصر الانتاج سوف تزيد من التكاليف الكلية للانتاج لكل وحدة
من أحدها . وأن انتقال منحنى الطلب إلى اليمين سوف يزيد من سعر التاتس
بالتالى من الإيراد الكلى لكل مستوى من مستويات الانتاج .

والسؤال الآن ما هى نقطة التوازن الجديدة في المثال السابق لنسبة
المنشأ عندما يصبح سعر التاتج = ١٥ بدلا من ١٠ . وإذا ثبت السعر وتغيرت
دالة التكاليف الكلية وصارت :

$$C = 80 + 3x + 0.8x^2$$

وبغير ما هو الوضع الاستاتيكي المقارن لنسبة الدخل السابق الاشارة

إليه بفرض زيادة الاستثار حتى يصل إلى ٤٠ .

وفي هذه الحالة نجد أن = ٢٠٠ = ٤٠ = ١٦٠ = ٤٠ في حين
كانت = ١٦٠ . ومعنى ذلك أن زيادة في الاستثار قدرها (١٠) تولد عنها زيادة
تجبة الدخل بما يعاوى ٤٠ . وهذا ما يسمى بمناخف الاستثاره . وإذا رمزنا له بالرمز

$$M = \frac{40}{10} = \frac{4}{1}$$

Dynamic Models

٢- النماذج الديناميكية

النماذج الديناميكية هي النماذج التي يظهر فيها الزمن صريحا . هـ المتغيرات الداخلية تظهر في هذه النماذج بفترات إبطاء .
ففي حالة نموذج الدخل مثلا هـ أر كاس ديناميكا فان الفترات الزمنية والتغير الزمني لابد أن يظهر بالنسبة للمتغيرين : الاستهلاك والدخل .
فيظهر الاستهلاك في الفترة الزمنية (و) كدالة في الدخل أما في نفس الفترة الزمنية (و) أو في الفترة السابقة (و-١) - والدالة الأخيرة تعبر عن العلاقة التي بها فترة إبطاء حيث يظهر المتغير المستقل مايعا المتغير التابع زمنيا .

فالد ديناميكية هي النظرية التي تحدد سلوك جميع المتغيرات الاقتصادية خلال الزمن . فإذا تغيرت إحدى معالم المعادلات مكتسبا الديناميكية من معرفة المعدل الذي تصل به المتغيرات الى التوازن الجديد .

وهناك نطاق من النماذج الديناميكية :

الاول : وفيه تتغير المتغيرات من فترة زمنية الى أخرى في شكل محدود وتلمس فيه وحدات الزمن منفصلة (منقطعة) فتكون معادلات هذا النموذج معادلات فرق .

الثاني : وفيه تتغير المتغيرات باستمرار مع الزمن . وتأخذ المعادلات في هذه الحالة شكل معادلات تفاضلية .

كما قد تلمس بعض النماذج الديناميكية كمنزج من النوعين السابقين . ولا شك أن ذكر بعض الأمثلة لكلا النوعين يزيد الشرح وضوحا .

١ - النماذج الديناميكية المنفصلة (المنقطعة)

Cobweb Model

١ - النموذج العنكبوتي

يعتبر النموذج العنكبوتي من خير الأمثلة على النماذج الديناميكية ذات الفترات الزمنية المنقطعة (المواصلة) والمستخدم في تحليل امواق الملبس الزراعية سريعة العطب .

فإذا فرضنا أن دالة الطلب على إحدى السلع هي :

$$(1) \quad P = 200 - 5E$$

بمعنى أن الكمية المطلوبة في فترة زمنية ما تتوقف على سعر السلعة في نفس الفترة .

وإن الكمية المعروضة في الفترة الزمنية (و) دالة في سعر السلعة في الفترة الزمنية و - أولاً نشك أن هذا النموذج له أساسه المنطقي حيث أن الحصول لـ ١٠٠ من زراعتي والعناية به خلال الفترة السابقة للصادق والبيع . ومعنى ذلك أن الفسار الذي يتخذه المزارع نحو إنتاج سلعة ما إنما يتوقف على سعر السلعة المائدة وقت الزراعة . وتكون معادلة العرض هي :

$$(2) \quad M = 10 + 2E$$

ونادراً لتدخل الزمن فإن حال النموذج يتدرب منا أن نملك طريقاً يختلف عن ذلك الذي سبق أن أقم في حالة النموذج الاستاتيكي . ولما كان سعر السلعة في معادلة العرض يعتبر متغيراً محدداً فإنه من الممكن افتراض قيمة محددة له في التغير في الفترة الزمنية الأولى .

فإذا كانت $P = 1$ فإن $E = 1$ هي القيمة التي نبحثها $10 + 2E$ والتعويض في معادلة العرض (٢) بما تساويه E كانت الكمية المعروضة في السنة الأولى $= 30$. وواضح أن هذا لا يحقق التوازن حيث أن المستهلكين وانهم في دفع سعر قدره ٣٤ للوحدة من هذه الكمية .

وقد حصلنا على هذا السعر بالتموير في معادلة الطلب

$$30 = 200 - 5E$$

$$E = 34$$

ولا شك أن وصول السعر إلى ٣٤ في السنة الأولى سيدفع المنتجين إلى انتاج ٧٨ وحدة في السنة الثانية وذلك نتيجة التمييز في معادلة العرض :

$$M = 10 + 2(34)$$

$$= 78$$

ويؤثر هذا الانتماء بالتالى على السعر ليجمعه ٢٤ر٤ حيث أن

$$٧٨ = ٢٠٠ - ع$$

$$ع = ٢٤ر٤$$

مرة أخرى يعدل المنتحون انتاجهم في السنة الثالثة ٠٠ وهكذا نجد أن الكميات يمكن الحصول عليها من معادلة المرصداً بالاسعار فحصول عليها من معادلة الطلب.

والحدود التالى يبين الكميات المنتجة والاسعار في النقطة الزمنية المتتالية يعبر عن السعر المبدئى ع = ١٠

د	ص	ع	يعبر عن ع = ١٠
١	٣٠	٣٤	
٢	٧٨	٢٤ر٤	
٣	٥٨ر٨	٢٨ر٢٤	
٤	٦٦ر٤٨	٢٦ر٧٠	
٥	٦٣ر٤٠	٢٧ر٣٢	
٦	٦٤ر٦٤	٢٧ر٠٧	
٧	٦٤ر١٤	٢٧ر١٧	
.	.	.	
.	.	.	
.	.	.	
.	.	.	
٥٥	٦٤ر٢٨	٢٧ر١٤	

ومن الجدول السابق يتضح أن الكميات المعروضة في السوق تقترب من ٦٤ر٣ وحدة وأن السعر يقترب ايضاً من ٢٧ر١٤ للوحدة من السلعة.

ويمكن الوصول الى نفس النتائج بحل المعادلتين بفرز مرأى متغيراتها
ترجع الى نفس النقطة الزمنية (أى باعتبار النموذج استاتيكيًا) مع افتراض
معادلة التوازن .

$$ط = ٢٠٠ - ٥ع$$

$$مر = ١٠ + ٢ع$$

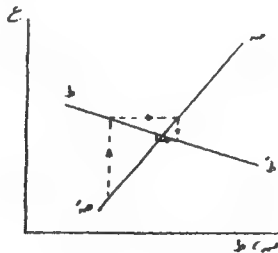
$$ط = مر$$

$$ع = ٢٧,١٤$$

$$ط = مر = ٦٤,٢٨$$

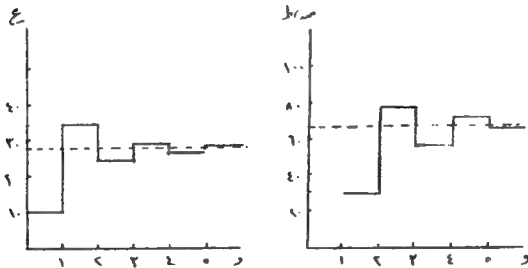
وليس معنى ذلك أن النموذج الديناميكي لم يصف جديدًا بل على العكس
فقد أوضح لنا حركة المتغيرات مع مرور الزمن ، الى جانب تحديدنا للمعادل
الذى تقرب به نحو التوازن . وهذه ولا شك معلومات لا يحددنا لنا النموذج
الاستاتيكي .

ويوضح الشكل التالي منحني العرض والطلب اخذاً في الاعتبار أن عامل
الزمن لا يظهر في المتغيرات وحتى يمكن اظهار العلاقة بين الكميات المعروضة
والمطلوبة لمتغير واحد وهو السعر . أما الخط المنكسر فيدل على الطريق



نحو نقطة التوازن (٦٤,٣ + ٢٧,١٤) ويدل الشكلان التاليان على الطريق الذي تملكه كل من سعر السوق والكمية المتبادلة مع مرور الزمن ، وهذا ما يسمى بال مسار الزمني Time Path للمتغيرات .

وقد وضعت الشاعدات في مراكز الفترات الزمنية مع افتراض عدم تغيرها خلال الفترة الزمنية ، ولذا نحدد أن تحرك المتغيرات يكون على شكل " درج " من سنة الى أخرى ومن أجل ذلك كان تعريفهم بأسلوب متصل أو منفصل .



ومن الواضح أن نقطة التوازن هي $C = ٢٧,١٤$ ، $S = ٦٤,٣$ ، وان هذه القيم لا تتغير الا اذا انتقل أحد متغيري السعر أو الطلب أو كليهما .

ولما كانت متغيرات النموذج قد تذبذبت حول قيمها التوازنية بطريقة غير مستقرة Damped بمعنى صغر الذبذبات حتى تصل الى نقطة التوازن ، فكان النموذج يكون توازنه مستقرًا (وسى التوازن مستقرًا Stable equilibrium اذا تلاشت الذبذبات مع الزمن حتى تصل المتغيرات الى نقطة التوازن .

وبصير النموذج الديناميكي كاملاً اذا أضفنا الى المعادلتين (١) ، (٢) معادلة القيمة المبدئية للسعر في فترة التأخير .

(٣)

ع. = ١٠

(٤)

وكذا معادلة التوازن المستمر = ط و = مر

وتطبيقه الحال باختلاف قيم ع تحمل على مسارات مختلفة للوصول الى نفس القيم التوازنية . وهذه المسارات هي التي تميز النموذج الديناميكي المستمر من النموذج الاستاتيكي .

ولكن كلما اقترب النموذج من التوازن تنبهر واحد أو أكثر من معالم المنحنيات مما يؤدي الى مسار جديد ونقطة توازن جديدة . ويمكن تصنيف ذلك باعتباره انتقال منحنى الداب للملحة الذي يحتاج بدوره مع منحنى الحرور في نقطة جديدة وبالتالي تحصل على مسار زمني جديد للمحر مثلاً .

ولا بد أن حالة استقرار النموذج السابق بشكلة التقارب كانت بسبب زيادة ميل منحنى الحرور (النسبة لحدور الكمية) عن ميل منحنى الداب (مسار أعمال الاشارة السالبة) ان بلغ الميل بالنسبة للحرور $\frac{1}{4}$ في حين بالنسبة للداب $\frac{1}{2}$.

ويختار الوضع اذا انعكس الموقف أي اذا زادت القيمة العددية لميل منحنى الداب عن منحنى الحرور (النسبة لحدور الكمية) . Explosive الذي يستحيل الوصول النموذج الى حالة التوازن . ويمكن ملاحظة ذلك في النموذج التالي :

$$\text{ط و} = 200 - 3 \text{ ع و}$$

$$\text{مر و} = 10 + 4 \text{ ع و}$$

وتكون نقطة تقاطع المنحنيين (١١٠ ، ٣٠) ويمكن الحصول عليها باعتراض استاتيكية النموذج حيث ع = ٣٠ ، ط = ١١٠ .
والآن اذا افترضنا حمرا مدنياً أقل أو أكثر من محر التوازن/وليكن مساوياً ٢٨ للوحدة فان المسار الزمني لكل من الحرور والكمية تصوره التاليمسنة

الواردة في الجدول :

س	ص	ع
١	١٠٢,٠	٣٢,٦٧
٢	١٢٠,٦٨	٢٦,٤٤
٣	٩٥,٧٦	٢٤,٧٥
٤	١٢٩,٠٠	٢٣,٦٧
٥	٨٤,٦٨	٣٨,٤٤
٦	١٤٣,٧٦	١٨,٧٥
٧	٦٥,٠٠	٤٥,٠٠
٨	١٧٠,٠٠	١٠,٠٠
٩	٣٠,٠٠	٥٦,٦٧

ويزداد الشاهد اذا ما انتقل أحد المنحنين، هذا بخلاف الحال في حالة النموذج الديناميكي المستقر .
وهناك الحالة الثالثة التي نحد فيها أن المسار الزمني للسعر والكمية يظل مستمرا الى ما لا نهاية حول قيمتين ثابتتين .
وفي هذه الحالة يتماهى ميل كل من المنحنيين .

٢ - نماذج الدخل الثبتي

اننا نعرض نموذجا كاملا للدخل الثبتي كالذي افترضه هارود .
وفيه يتضح أن معادلات الغزق تلمب دورا هاما في حل النموذج الديناميكي ، وكانت نتائجه كالآتي :

- (١) $غ = ا - ي$
(٢) $ص = م - (د - د - د - د - د)$

(7) $\gamma_{00} = 1$

(٤) غ، ح،

حيث π = سعر y في السوق والاستثمار
والدخل على التوالي
 y = قيمة الدخل في السنة المهدية حيث $\pi = 0$

والمعادلة (٢) هي معادلة فروبيوس، وهي المعادلة التي تنحصر على فروبيوس محدود، لتستغير أو أكثر. وإذا عوضنا بالمعادلات (١) و (٢) في المعادلة (٤) نحصل على

(۵) $1 \cdot r_1 - r_2 = r_3$

$$1 - 0.120 = 0.88$$

ومن المعادلة (٥) يحكى كتابة

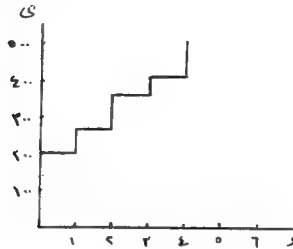
$$2_{-9}^u \quad 1_{,25} = 1_{-9}^u$$

وہكذا $r_{-,\psi} = r_{-,\psi}$

ولحل التوضيح لابد من إيجاد حل لمعادلة الغروي (٥) والسدى
يعبر فيه عن y بدلالة المعامل α في المعادلة (٣) α والنتيجة هي:

(7) $\dots^2(1,20) = \dots$

وتدل المعادلة (٦) على المسار الزمني للدخل النهي كما في الشكل التالي :



وملاحظة الحال قد تكون المعاد موجبه أو سالبه .

فان كانت موجبه وأكبر من الواحد الصحيح كان الدخل في زيادة دون
تذبذب، أما اذا كانت موجبه وأقل من الواحد الصحيح تناقص الدخل دون تذبذب
أيضا . وإذا تساوت والواحد الصحيح بقي الدخل ثابتا عند ٢٠٠ وأصبح
المسار خطافيا .

أما اذا كانت المعلة سالبه الاشارة فان المسار الزمني للدخل
يكون متذبذبا، فعندما تكون أقل من - ١ (أي - ٢ مثلا) فان التذبذب
تكون متباعدة، والعكس ما بين - ١ و ٠ فان التذبذب تكون متقاربة، فالحاصل
اذا كانت المعلة = صفر صار الدخل مساويا للصفر الا في السنة البدئية
(و = صفر) .

وإذا كانت المعلة = ١ أنعدم التقارب وشتت التذبذب بين نهيتين
تأبتيين ٢٠٠ و ٢٠٠ .

ونلاحظ أنه في جميع الحالات الأخيرة فان النموذج يدل طسسي أن
قيمة الدخل ستكون سالبه أو مساوية للصفر في بعض السنوات وهذا أمر
غير مقبول أو جائز .

ولذا فهناك شروط يجب أن توضع على معالم المعادلتين (١) و (٢) لضمان الحصول على دخول فينتها موجب . وأهم هذه الشروط هو أن تكون قيم معالم كل من المعادلتين (١) و (٢) أكبر من الصفر . ونتيجة لذلك يزداد الادخار كلما زاد الدخل (المعادلة (١)) ويزداد الاستهلاك كلما يزداد معدل الزيادة في الدخل .

ب - النماذج الديناميكية المستمرة

يعبر عن التغير في أحد المتغيرات كالدخل مثلا ، في حالة النموذج المنفصل (المنقطع) بأنه الفرق بين تقيقي التغير في فترة معينة زميتين متتاليتين أي أنسه :

$$y_t - y_{t-1}$$

أما إذا عايننا الدخل كتغير مستمر بالنسبة للزمن فإن التفسير فيه يعبر عنه بأنه التفاضل الأول للدخل بالنسبة للزمن أي $\frac{dy}{dt}$. ونتيجة لذلك فإن النماذج المستمرة تحتوي على المعادلات التفاضلية ويمكن اعتبار المعادلة التفاضلية أنها معادلة فروق تكون الفروق فيها لا نهائية في الصفر ويعبر عنها بالمعادلات التفاضلية بدلا من الفروق المحددة .
وبحل النموذج المستمر عن طريق التكامل كما يتضح ذلك في المثالين الآتيين :

أ - من إحدى السلم

إذا فرضنا أن نموذج سيق إحدى السلم هو النموذج الديناميكي

الآتي :

$$\begin{aligned} (١) \quad & \dot{y} = 100 - 10y \\ (٢) \quad & \dot{y} = 10 + 10y \\ (٣) \quad & \frac{dy}{dt} = 10 - (10 - y) \end{aligned}$$

حيث τ هو السعر المطلوب والكميات المعروضة

وسعر السلعة على الترتيب.

نفرض أن جميع المتغيرات دالة مستمرة في الزمن مع ملاحظة أن المعادلة الثالثة في هذا النموذج تحل محل شرط التوازن في النموذج الاستاتيكي. كما تدل هذه المعادلة على معدل تغير السعر في الزمن الذي يتوقع على الفرق بين الكميتين المطلوبة والمعرضة.

وتحت هذه الفروض نلاحظ ارتفاع السعر إذا زادت الكمية المطلوبة عن الكمية المعروضة وبالعكس ينخفض السعر إذا زادت الكمية المعروضة عن الكمية المطلوبة.

ومعنى ذلك أن المعادلة (٣) تدلنا على اتجاه حركة السعر إذا تغيرت إحدى معاملات معادلة العرض أو الطلب أو كليهما. وتدلنا أيضا على المعدل الذي يقترب به السعر من القيمة التوازنية الجديدة.

وباستخدام المعادلتين (١) و (٢) في التعبير في المعادلة

$$(٣) \quad \text{نحد أن : } \frac{d\tau}{dt} = \tau \cdot (٢٥ - ٢٥) \cdot (٤)$$

ولحل النموذج نفترض أنه نموذج استاتيكي وحله تكون قيمة $\tau = ٣$ و $\tau = ٤$ (سعر التوازن) وذلك يعكس كتابة المعادلة (٤) كالآتي:

$$\frac{d\tau}{dt} = \tau \cdot (٢٥ - ٢٥) \cdot (٤)$$

$$(٤) \quad = - \tau (٤ - ٣)$$

وبحسب المعاد في المعادلة التفاضلية حالب فإن السعر سيقتر

من القيمة التوازنية بمرور الزمن.

فإذا كانت τ أقل من τ فإن المعامل التفاضلي $\frac{d\tau}{dt}$ سيكون موجبا

وهذا يزيد قيمة τ إلى τ .

والعكس وإذا كانت ع أكبر من ع' فإن $\frac{ك}{و} = \frac{ع}{ع'}$ سيكون سالبا وهذا يتخلف عن نموذج.
 وإذا كانت ع = ع' فإن $\frac{ك}{و} = \frac{ع}{ع'}$ = صفر ولا يمارى على ع أى تغير نتيجة لذلك.
 ويدل المعادلة التفاضلية (١) يمكن الحصول على المسار الزمني للسعر ومعدل انحرابه من القيمة التوازنية ع'.

الحل : لدينا المعاداة التفاضلية $\frac{ك}{و} = \frac{ع}{ع'} - ع' = - ع' (ع - ع')$

حيث ع' = قيمة ثابتة معلومة

وإذا أضفنا متغيرا جديدا يكون أيضا دالة في الزمن

(١) $و = (و) = ع - ع'$

ما يعاد التفاضل للمعادلة (١) يكون :

(٢) $\frac{ك}{و} = \frac{و}{و} = 1 - \frac{ع'}{ع} = 1 - \frac{ع'}{ع + ع' - ع'} = 1 - \frac{ع'}{ع + ع' - ع'}$

وبالقسمة على و نحصل على

(٣) $\frac{1}{و} = \frac{1}{ع + ع' - ع'} = \frac{1}{ع + ع' - ع'} = \frac{1}{ع + ع' - ع'}$

وهذه يمكن كتابتها كمعادلة تفاضلية :

(٤) $\frac{1}{و} = \frac{1}{ع + ع' - ع'} = \frac{1}{ع + ع' - ع'}$

ما يعاد التكامل للمعادلة (٤) يكون

(٥) $\left[\frac{1}{و} = \frac{1}{ع + ع' - ع'} = \frac{1}{ع + ع' - ع'} \right]$

من المعادلة (١) يكون

$ع(و) = ع' + ع'$

$$(٦) \quad 1 = \text{هـ} - \text{هـ}^2 + \text{ع}$$

إذا كانت و = صفر فإن $1 = \text{ع} - \text{ع حيث ع} = \text{الصفر في الزمن صفر}$

$$(٧) \quad \text{ع} \text{ (و)} = \text{ع} + (\text{ع} - \text{هـ}) - \text{هـ}^2$$

ومعلومية ع فإن المعادلة (٧) تدل على المظهر الزمنى لسعر السلعة .

٢ - نموذج الدخل القوسى

إذا فرضنا نموذجا متغيراته مستمرة ونتائج كالاتى

$$(١) \quad \text{خ} \text{ (و)} = \text{ار} \cdot \text{ى (و)}$$

$$(٢) \quad \text{س (و)} = \text{هر} \cdot \frac{\text{ك ي}}{\text{ك و}}$$

$$(٣) \quad \text{خ (و)} = \text{س (و)}$$

حيث خ ، س ، ى هى الادخار والاستثمار والدخل وكلها متغيرات يمر عليها
كدوال مستمرة في الزمن ومن الواضح أن المعادلة (٢) معادلة تفاضلية

الحل : نموضي المعادلتين (١) ، (٢) في المعادلة (٣) حيث نجد أن

$$\text{ار} \cdot \text{ى (و)} = \text{هر} \cdot \frac{\text{ك ي}}{\text{ك و}} \text{ أى أن } \frac{\text{ك ي}}{\text{ك و}} = \text{ار} \cdot \text{ى (و)} = \text{صفر} \quad (٤)$$

وهذا تصبح المشكلة هى إيجاد حل للمعادلة التفاضلية (٤) وتدل طسى
سلوك الدخل في الزمن .

مضرب طرفي المعادلة في $\frac{1}{\text{ى}}$ تصبح المعادلة :

$$\frac{1}{\text{ى}} = \frac{\text{ك ي}}{\text{ك و}} = \text{ار} \cdot \text{ى}$$

مايجاد التكامل يكون

$$\left[\frac{1}{\text{ى}} = \frac{\text{ك ي}}{\text{ك و}} = \text{ار} \cdot \text{ى} \right]$$

$$\text{لوری} = آ.و + ح$$

$$\text{ای آن ی (و)} = \text{ه} (آ.و + ح)$$

$$\text{ه} آ.و \times \text{ح}$$

$$= آ.و \cdot \text{ه} \cdot ح$$

حيث $\text{ه} = ١$

يتكون أي قيمة ي عندما تكون و = صفر

$$\text{ي} = آ.و \cdot (صفر) = آ.و \cdot ٠ = ٠$$

أي أن

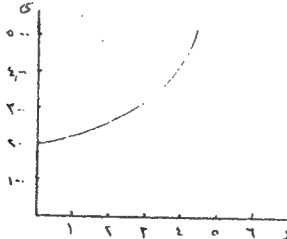
$$\text{ي (و)} = \text{ي} آ.و \cdot ح$$

ونفرض أن $\text{ي} = ٢٠٠$ فإن المسار الزمني للمتغير ي = الدخل القوي يكون كما

هو واضح في الشكل التالي

كما أنه يمكن الحصول على المسار الزمني لكل من ح و ه وذلك من

المعادلتين (١) و (٢) إذا علمت قيم ي عند كل نقطة زمنية



خامسا -

أمثلة على التناجج الاقتصادي

نورد فيما يلي مثالين للتناجج الاقتصادي أحدهما استاتيكي والثاني ديناميكي من دراسات قام بها اثنين من اساتذة الاقتصاد القياس .

(١) النموذج الاستاتيكي

وهو النموذج الذي ركبه الاستاذ سكاغليو لقياس المبيل للاستهلاك في الولايات المتحدة الامريكية للفترة من ١٩٣٠ الى ١٩٤١ - واستخدم بيانات سنوية للتغيرات الاقتصادية وهي :

س = الانفاق الاستهلاكي

ي = الدخل تحت تصرف الافراد

خ = المدخرات الاجمالية في قطاع الاعمال

ع = الاستثمارات الكلية

وهذه التغيرات لتعيب الفرد الحقيقي أى المعدل بالرقم القياس لنقبات المميشة . والمتغير الاخير ع الاستثمارات الكلية متغير خارجي .

وقد افترض أن العلاقات خطية وأن هناك اخطاء في المعادلات ولم يست في التغيرات . ومعنى الفرض الاخير أنه قد أخذ في الاعتبار أثر التغيرات التي لستم تدخل في المعادلة كما افترض خلو المشاهدات من الاخطاء وأن كان هذا الفرض غير واقعي .

واستخدم طريقة المربعات الصغرى أمكن الحصول على المعالم الهيكلية للمعادلات وكانت نتائجها كالآتسى :

$$س = ٠.٧١٢ ي + ٩٥.٠٥٠ \quad (١)$$

$$خ = ١٥٨.٠ (س + ع) - ٣٤٣٠ \quad (٢)$$

$$ي = س + ع - خ \quad (٣)$$

والمعادلة الاولى هي دالة الاستهلاك ومنها يمكن استنتاج الميل الحسى

$$\text{للاستهلاك وثيقته } ٧١٢ \text{، ومنه يمكن حساب المفاضل وماوى } \frac{1}{0.٢٤٧} = ١ - ٧١٢$$

ومعنى ذلك أنه كلما زاد الدخل التصرفى بدولار زاد الانفاق الاستهلاكى بحوالى ٣٢ دولار فى الأجل الطويل.

والمعادلة الثانية هي معادلة الادخار وتدل على العلاقة بين المدخرات من قطاع الاعمال ومجموع الانفاق الاستهلاكى والاستشارات الكلية.

والمعادلة الثالثة هي معادلة تعريفية للدخل التصرفى حيث أنه عبارة عن الانفاق الاستهلاكى مضافا اليه الاستشارات مطروحا منه المدخرات.

ومن هذه المعادلات الثلاثة يمكن استنتاج معادلات جديدة تكون فيها التغيرات الداخلية دالة فى التغير الخارجى - الاستشارات - وكانت نتائجها كالآتى :

$$\begin{aligned} \text{س} &= ١٤١٩٢ \text{ ع} + ٢٩٨٣٠٩ & (٤) \\ \text{خ} &= ٣٦٥٠ \text{ ع} + ١٢٧٣٣ & (٥) \\ \text{ى} &= ٢١٠٢ \text{ ع} + ٢٨٥٧٦ & (٦) \end{aligned}$$

وطى أساس هذه المعادلات الثلاثة الأخيرة يمكن التنبؤ بـ س ع خ ى بعملية قيم ع ٠ قيم ع من المفروض أن تحديدها الحكومة فى خطتها ٠ والجدول الآتى يعطى قيم س ع خ ى المناظرة لقيم ع المحددة :

ع (الاستشارات الكلية)	س (الانفاق الاستهلاكى)	خ (المدخرات من قطاع الاعمال)	ى (الدخل التام)
١٠٠	٤٤٨٣٠٩	٥٢٧٣٣	٤٩٥٧٧٦
١٥٠	٥٢٢٨٥٩	٧١٩٨٣	١٠٠٨٨٢٦
٢٠٠	٥٩٧٣٠٩	٩١٧٣٣	١٠٠٩١٧٦

ومعنى ذلك أنه اذا كان نصيب الفرد من جملة الاستشارات = ٢٠٠ دولاره بمعد تعدلها بالرقم القياسى لنفقات المعيشة ٠ فان التغيرات الاخرى ستأخذ القيم الموضحة

في السطر الأخير من الجدول هي أن تعيب الفرد من الاتفاق بقدر بحوالى
٦٠٠ دولار من المخرجات أكثر من ١٠ دولار من الدخل أكثر من ٧٠٠ دولار.

ومثل هذه النتائج لها قيمتها الكبيرة عند التخطيط لدى الطبيب.
ويجب أن جانب ذلك أن نلاحظ في الإحصاء ما افترضناه من أعمال ديناميكسية
النموذج، وبخطا المعاهدات التي جانب غطية هذه العلاقات وكلها افتراضات
تجعل النموذج أبسط من أن يعبر حقيقة الاقتصاد بصفه عامه.

(٢) النموذج الديناميكى

وهناك العديد من النماذج الديناميكية التي ركزت
في مجال الاقتصاد القياس التطبيقي. ونذكر منها مثالين: الأول يمثل الاقتصاد
الهولندي وقد تم تركيبه عام ١٩٥٥ بحرفة الجهاز المركزى للتخطيط والثانى
يمثل اقتصاد ما بعد الحرب للمملكة المتحدة وقد بناء الأستاذ الدكتور
كلين L.R. Klein عام ١٩٥٧. والنموذج الهولندي وأن بدأ نفسه
٢٧ معادلة (٥٥ متغير) إلا أنه كان من الممكن اختصار عدد معادلاته السببية
أحد عشرة معادلة منها معادلتين تعين ه وشحمه سلوكية ه وهى المعادلات التي
لمبت دورا هاما في التحليل الاحتمالى والقياس. أما باقى المعادلات ونهجا
اثنى عشرة معادلة تصريفية طرأت في كتابة باقى معادلات النموذج ه والاقتصاد
الاخيرة كانت تنظيمية حددت قوانين الضرائب وتحولات الدفع.

أما نموذج اقتصاد ما بعد الحرب لانتجلترا فقد احتوى على (٢١)

متغيرا ظهرت في أحد عشرة معادلة هي:

- | | | |
|---------------------------|------------------------------|-------------------------|
| ١ - دالة الانتاج | ٢ - معادلة تحديد الانتاج | ٣ - دالة الاستهلاك |
| ٤ - دالة الاستثمار | ٥ - دالة الواردات | ٦ - معادلة تحديد الاجور |
| ٧ - معادلة تحديد الامصار | ٨ - معادلة تحديد سعر الفائدة | ٩ - العلاقة بين العمالة |
| الصناعية والعمالة الكلية. | | |

١٠ - معادلة القوى العاملة

١١ - معادلة القوى العاملة

وفيما يلي شرح مختصر لكل من هذه المعادلات :

تشرح دالة الانتاج كيف يتحول عنصر العمل في الصناعة الى انتاج
صناعي . وقد حذف متغير رأس المال من الدالة نظرا لعدم توفر بيانات
الربح سنوية لضما للنموذج الربح سنوي . كما اعتبرت الواردات متغيرا
منفصلا عن الانتاج ، وهو فرض مقبول بالنسبة للاقتصاد المفتوح . ولعل
من الأفضل في النماذج التفاضلية أن نميز بين الواردات للاستخدام في
الصناعة والواردات للاستهلاك المنزلي .

وتحل المعادلة الثانية - معادلة تحديد الانتاج - معادلة
معادلة تراكم المخزون التي لم تتوفر لها بيانات وح سنوية . وتربط المعادلة
القيمة بين الانتاج والطلب النهائي (محلّي وخارجي) . ويحل الفرق
بين هذين المتغيرين - بخلاف الواردات - على صافي التغير في المخزون .
وفي المعادلة الثالثة يعتمد الاستهلاك على الدخل من الاجور
والدخل من مصادر أخرى بخلاف الاجور . نيتظهر أثر توزيع الدخل ومتساو
على قرارات الاسر في الانفاق والادخار . ويحل كل من متغيري الدخل
بالارقام القياسية للاسماء ومعدلات الضريبة . كما ظهر أثر الطلوك في الماضي
على نظيره في الحاضر باضافة متغير الاستهلاك بفترة ابطاء الى المعادلة .
والمعادلة التالية هي الميل للاستثمار ، حيث يظهر رأس المال
دالة خطية في الدخل من المصادر الاخرى غير الاجور معدلا بمستوى الاسماء
ومعدلات الضرائب . وفي سعر الفائدة .

وفي معادلة الطلب على الواردات يظهر أثر كل من الدخل
أو النشاط معبرا عنه بالرقم القياسي للانتاج الصناعي ، والسعر النسبي
عنه بالنسبة بين الرقم القياسي لاسماء الواردات والرقم القياسي لسعر الناتج
النهائي . هذا الى جانب أن أثر موقف الاحتياط على الواردات قد تحدد
باضافة متغير يمثل نسبة احتياط الذهب والدولار في بداية السنة الى تدفقات
الواردات الحالية . أما المصادر فلم تظهر في النموذج السنوي كتغير داخلي

حيث افترضنا أنها تتحدد بالاحداث الخارجية ، ولو أن النموذج الهج منوى قد
أحتوى مجموعة من المعادلات التفصيلية من المادرات .

ثم افترض أن مستوى مدالة الاجور النقدية ، في المعادلية
السادسة ، يتذبذب تبعاً للمعروض من فائض المعاملة الذي يملكه القطاع
كما افترض في نفس المعادلة وجود فترة تأخير بين تقلبات الاجور النقدية والاضمار .

وفي المعادلة السابعة يتحدد سعر الناتج النهائي من خلال
الاجور واسعار الواردات . أما المعادلة التالية فقد افترضت أن سعر الفائدة
في السوق يتبع العلاقة في البنوك ، الذي تحدده الجهات النقدية المسئولة ،
بالإضافة الى طلب سرعة التداول .

ولاستكمال النموذج فقد افترضت المعادلات الثلاثة الأخيرة . وحيث
أننا ميزنا في المعادلة الأولى بين المعاملة الصناعية والمعاملة الكلية فقد أصبح
لزاماً علينا إضافة المعادلة التاسعة التي تصف العلاقة بين المعاملة الصناعية
والمعاملة الكلية . والمعادلة العاشرة ضرورية حيث أن هذا النموذج لم يشرح
وفقاً لآطار الحساب القوي . تعلمن الحسابات القوية أن مجموع الحساب
النهائي الداخلى والميزان الاجنى يساوى الناتج القوي ناقص التغير في المخزون .
كما أن الدخل من الاجور وغير الاجور يساوى الدخل القوي الذي يختلف من
الناتج القوي بالضرائب غير المباشرة ناقصاً الاعانات . وهنا يمكن أن تظهر
متطابقة حسابات الدخل القوي . ولكن تغير المخزون لم يستخدم في النموذج
كتغير صريح . ومن أجل ذلك فقد جاءت المعادلة العاشرة وتشرح العلاقة
بين نسبة الدخل من غير الاجور الى الدخل القوي من جهة ، والارقاسام
القياسية لكل من الاجور واسعار الواردات من جهة أخرى . وهذه المعادلة
توضح كيفية تحديد الربح الكلى ، ولذا نهي مخالف المعادلة السابعة ، السى
تتم بوحدة الربح الهامسى .

وأخيراً افترضت معادلة للقيمة المعاملة التي تساوى في مجموعها

العمالة والبطالة • وقد سجلت بياناتها في أواخر الخمسينات تنفيذها كبيرا في شكل دورات • إذ تحت ضغط الطلب الشديد يدخل سوق العمالة المسيدات والاطفال والمسنين • وعندما يخف الضغط ينسحب هؤلاء من السوق • ونفسى المعادلة ارتبطت التغيرات في البطالة بالتغيرات في العمالة •

وقد استخدمت البيانات السنوية والربع سنوية وأن كانت الأولى أكثر نواغرا من الثانية ما جعل النموذج الربع سنوى محدودا •
وفىما يلى المعادلات الاحد عشرة بعد قياسها :

$$١ - ص١ = ١٠ ص٢ + ٤٠ ص٣ - ٣ ص٤ + ٢٣٦ ص٥ - ١٩٤٦ ص٦$$

$$٢ - ص١ = ٢٦٣ ص٥ + ١٠٢ ص٦ + ٣٣ ص٧ - ١ ص٨$$

$$٣ - ص٥ = ١٦١ ص٦ + ١٧ ص٧ - (\frac{١}{٢} \times \frac{٧ ص٦}{٨ ص٧}) + (\frac{١}{٢} \times \frac{٧ ص٦}{٨ ص٧}) + ٠ ص٨$$

$$٤ - ١٠ ص٦ + ٥ ص٧ - ١ ص٨$$

$$٥ - (ص٥ - ص٦ - ص٧) = ١٢ ص٦ + ٨٦ ص٧ - (\frac{١}{٥} \times \frac{٩ ص٦}{٨ ص٧}) - ٤٠ ص٨$$

$$٥ - ص٣ = ٢ ص٦ + ١٢ ص٧ - ١ ص٨ - ٥ ص٩ - (\frac{٦ ص٦}{٨ ص٧}) + ٤ ص٩ + ٧ ص٩$$

$$٦ - ص٦ ص٧ - (ص٦ - ص٧) = ٢٢ ص٦ - ٢١ ص٧ + ١١ ص٨ + ٦ ص٩ + ٨ ص٩ - [٨ ص٩ - ٥ ص٩]$$

$$٧ - ص٨ = ١٨ ص٦ + ٨ ص٧ - ٤ ص٩ + ٦ ص٩ - (ص٦)$$

$$٨ - ص١ = ٢٠٢ ص٨ + ٩ ص٩ - ٨ ص٩ - (\frac{٩ ص٨}{٧ ص٩ + ٧ ص٩})$$

$$١ - ص ٢ = - ٦٠٩ + ١٦١ ص ٧ .$$

$$١٠ - \left(\frac{٩ ص}{٦ ص + ٧ ص + ٩ ص} \right) = ٢٨٤,٢ - ١٦١ \left(\frac{٦ ص}{٨ ص} \right) - ٦٧ \left(\frac{٦ ص}{٨ ص} \right) .$$

$$١١ - ١١ ص (و) - ١١ ص (١ - و) = - ١١٧٧ ص (و) - ٧ ص (و) - ٧ ص (١ - و) .$$

حيث : ص ١ = الرقم القياسى للانتاج الصناعى

ص ٢ = عدد العاملين فى الانتاج الصناعى

ص ٣ = الرقم القياسى لكمية الواردات

ص ٤ = الطلب النهائى الداخلى بالاسعار الثابتة (الاستهلاك +

الاستثمار الاجمالى الداخلى + الانفاق الحكومى على

السلع والخدمات) .

ص ٥ = الرقم القياسى لكمية الصادرات .

ص ٦ = الاستهلاك بالاسعار الثابتة

ص ٧ = الرقم القياسى لمتوسط الاجور الاسمية

ص ٨ = العدد الكلى للعاملين

ص ٩ = الرقم القياسى لسعر الناتج النهائى

ص ١٠ = نسبة الضريبة على الدخل من الاجور والمهايا

ص ١١ = الدخل الفردى من غير الاجور بالاسعار الجارية

ص ١٢ = نسبة الضريبة على الدخل من غير الاجور

ص ١٣ = الانفاق الحكومى على السلع والخدمات بالاسعار الثابتة

ص ١٤ = نسبة الضريبة على الدخل من الشركات

ص ١٥ = سعر الطاقة

ص ١٦ = الرقم القياسى لاسعار الواردات

ص ١٧ = نسبة الاحتياطى من الذهب والدولار في بداية السنة

الى الواردات للعاملين الصناعيين .

- ص ١١ = البطالة المسجلة في نهاية شهر رمضان
 ص ٨ = سعر البنوك
 ص ٩ = التبادل المتداول خارج البنوك + لرصد البنوك
 ج = الزمن مقبلاً بالسنوات.

وفي النموذج أحد عشرة متغيراً داخلية هي ص ١ ص ٢ ص ٣ ص ٤ ص ٥ ص ٦ ص ٧ ص ٨ ص ٩ ص ١٠ ص ١١

أما باقي المتغيرات فهي محددة (ص ١ ص ٢ ص ٣ ص ٤ ص ٥ ص ٦ ص ٧ ص ٨ ص ٩ ص ١٠ ص ١١) وقد ظهرت جميع المتغيرات فيها. هذا الزمن في صورة أرقام قياسية عند الحساب. وجميع المعادلات فيما هذا المعادلة الرابعة والآخرى قد قيمت عن الفترة ١٩٤٢ - ١٩٥٦ بطريقة المبيعات الصغرى ذو المرحلتين. (28 L 8) .

أما المعادلة الخامسة فقد قيمت للفترة ١٩٥١ - ١٩٥٦ بطريقة متوسطات المجاميع الفرعية وهي تناظر طريقة المتغيرات المساعدة. ونظراً لقصر طول فترة القياس فلم تحسب الأخطاء القياسية للمعامل.

الفصل الرابع

اصاليد القياس الاحصائى مفاهيم من نظرية الارتباط والانحدار

هناك طرق عديدة لقياس العلاقات القائمة بين المتغيرات الاقتصادية وبسط هذه الطرق هي تحليل الارتباط وتحليل الانحدار .
وسنبدأ أولاً بتحليل الارتباط ليعرف الباحث من خلاله على معامل الارتباط الذى يعتبر معلمة احصائية هامة في تحليل الانحدار .
يعرف الارتباط بأنه درجة العلاقة القائمة بين متغيرين أو أكثر .
ويكون الارتباط بسيطاً أن كان بين متغيرين ، ومتعدد أن كان بين ثلاث متغيرات أو أكثر . كما يكون الارتباط خطياً إذا تجمعت النقاط في شكل الانتشار حول خط مستقيم ، أو غير خطى إذا وقعت جميع النقاط بالقرب من منحنى . والارتباط بين متغيرين قد يكون موجهاً أو سالهاً سواء كان خطياً أو غير خطى . كما قد ينعدم الارتباط أيضاً بين هذين المتغيرين .

أولاً - نظرية الارتباط

(١) معامل الارتباط الخطى البسيط

يستخدم معامل الارتباط كقياس كمي دقيق لدرجة قوة الارتباط بين المتغيرين x و y . ويمزله بالرمز r إذا كان القياس بين قيم المتغيرين في المجتمع وتعرف معادلة معامل الارتباط للعينة كالآتى :

$$r = \frac{\sum xy}{\sqrt{\sum x^2 \sum y^2}}$$

حيث $س = س - س$ • $س = س - س$

ونطبق هنا على من نظرية المرض - تنص النظرية الاقتصادية على
أن الكمية المروضة من طاعة في السوق تتوقف على سعرها بفرض $س =$
الموئل الاخرى • كلما زاد السعر زادت الكمية المروضة والعكس صحيح
بمعنى أن النظرية الاقتصادية تفترض أن السعر (س) والكمية المروضة (س)
مرتبطان ارتباطاً مباشراً •

والطوب الآن هو قياس درجة هذا الارتباط بين التغيرين إذا تغيرت البيانات
الموضحة في الجدول التالي •

الفترة الزمنية بالأشهر	الكمية المروضة س	والسعر س
١	١٠	٢
٢	٢٠	٤
٣	٥٠	٦
٤	٤٠	٨
٥	٥٠	١٠
٦	٦٠	١٢
٧	٨٠	١٤
٨	٩٠	١٦
٩	٩٠	١٨
١٠	١٢٠	٢٠

س = ١١٠

س = ١١٠

س = ١٠

يتطلب الامر أولا حساب قيم الحدود التي تظهر في معادلة معامل الارتباط
وهي :

$$\text{مجم صر} + \text{مجم صر} + \text{مجم صر}$$

وتبلغ قيمة الحد الاول ١٨١٠ ، والثاني ٣٣٠ والثالث ١٠٤٩٠

$$\text{بالتعويض : } r = \frac{1810}{10490 \sqrt{330}} = 0.975$$

واذا رغبتا في حساب معامل الارتباط من القيم الاصلية كانت :

$$r = \frac{\text{ن مح ص} - \text{مجم ص} \times \text{مجم ص}}{\sqrt{\text{ن مح ص} - \text{مجم ص}^2} \sqrt{\text{ن مح ص} - \text{مجم ص}^2}}$$

وبالتعويض بعد حصولنا على قيم الحدود التي تظهر في معادلة معامل الارتباط السابق
نجد أن :

$$r = \frac{110 \times 610 - 8520 \times 10}{\sqrt{372100 - 47700 \times 10} \sqrt{12100 - 1540 \times 10}} = 0.975$$

(٢) معامل الارتباط الجزئي

يقاس معامل الارتباط الجزئي العلاقة بين متغيرين
عندما تثبت جميع المتغيرات الاخرى التي لها علاقة بهذين المتغيرين . ونسرع
فيما يلي مثالا لقياس الارتباط بين عدد المقهرات الساخنه س١ التي تحتلها
في أحد المايكروعدد المبردين على هذا المصيف س٢ . من الواضح أن كسلا
المتغيرين يتأثران الى درجة كبيرة بالظروف الجوهية س٣ . ومن المتوقع لاول وهلمه

أن يكن الارتباط بين س ١ و س ٢ موجبا • حيث أنه كلما زاد عدد المصطافين كلما زاد عدد المصروفات الساخنة المستهلكة • والعكس صحيح • — هذا وأن كان حساب معامل الارتباط البسيط سوف لا يدل على العلاقة الحقيقية بين هذين المتغيرين بسبب أثر المتغير الثالث س ٢ وهو الظروف الجوية • وقد تتحقق العلاقة الموجبة بين عدد المصطافين • وعدد المصروفات الساخنة المستهلكة بشرط افتراض ثبات الظروف الجوية • ولكن بتغير هذه الظروف فإن العلاقة بين س ١ و س ٢ قد تتمكن فتظهر سالبة • حيث أن عدد المصطافين سوف يزداد أن كان الجو حارا • وبسبب حرارة الجو سوف يفضل هؤلاء المصطافين استهلاك المصروفات الباردة بدلا من الساخنة • ومعنى ذلك أنه إذا لم تدخل الظروف الجوية في الحساب كان الارتباط بين المتغيرين س ١ و س ٢ سالبا • حيث أن عدد المصروفات الساخنة وعدد المصطافين يتأثر أن بالحرارة العالية •

ومن أجل قياس الارتباط الحقيقي بين س ١ و س ٢ لابد وأن تأخذ تغيرات س ٢ في الاعتبار • ويتحقق هذا عن طريق الارتباط الجزئي بين س ١ و س ٢ بفرض ثبات س ٢ • فتحدد معامل الارتباط الجزئي من خلال معاملات الارتباط البسيطة بين المتغيرات المختلفة وهي :

$$٢١ ر = \text{معامل الارتباط بين س ١ و س ٢}$$

$$٣١ ر = \text{معامل الارتباط بين س ١ و س ٣}$$

$$٣٢ ر = \text{معامل الارتباط بين س ٢ و س ٣}$$

ويمكن الحصول على معاملين ارتباط جزئيين :

الاول - معامل الارتباط الجزئي بين س ١ و س ٢ مع ثبات س ٣ ويتحدد :

$$\frac{(٢١ ر)(٣١ ر) - (٣٢ ر)}{\sqrt{(٣٢ ر^2 - ١)(٢١ ر^2 - ١)}} = ٣٠٢١ ر$$

والثاني - معامل الارتباط الجزئي بين s_1 و s_2 مع ثبات s_3 وصيغته :

$$r_{12.3} = \frac{r_{12} - r_{13}r_{23}}{\sqrt{(1-r_{13}^2)(1-r_{23}^2)}}$$

(٣) القيود المحددة في نظرية الارتباط الخطي

يستخدم أسلوب تحليل الارتباط لدراسة العلاقات

الاقتصادية ، ويلاحظ على هذا الأسلوب بعض القيود التي يمكن أن نجعلها في القيد بين التاليين : -

١ - تطبق معادلة معامل الارتباط السابق بين متغيرين بينهما علاقة خطية فقط ، هذا وأن كان المتغيران قد تربطهما أحيانا علاقة قوية ولكنها غير خطية . وهنا أيضا يجب أن يكون واضح الفرق بين انعدام الارتباط وبين استقلال المتغيرين (s_1 و s_2) أحيانا ، فانعدام الارتباط - أي تساوي معامل الارتباط بالصفر - يعني أن تباير s_1 و s_2 يساوي الصفر أي أن :

$$r = \frac{\sum (s_1 - \bar{s}_1)(s_2 - \bar{s}_2)}{\sqrt{\sum (s_1 - \bar{s}_1)^2 \sum (s_2 - \bar{s}_2)^2}} = 0$$

أيما الاستقلال الاحصائي بين s_1 و s_2 فمعنى أن احتمال s_1 و s_2 يحدث آنيا يساوي حاصل ضرب احتمال (s_1) في احتمال (s_2) أي أن =

$$P(s_1, s_2) = P(s_1) \cdot P(s_2)$$

والمتغيرات المستقلة يكون تبايرها مساويا للصفر ، أي ليس بينهما

ارتباط ، بمعنى أن معامل الارتباط الخطي بين متغيرين مستقلين يساوي الصفر . ولكن انعدام الارتباط الخطي لا يعني بالضرورة الاستقلال ، كما في حالة وجود العلاقة القوية غير الخطية بين المتغيرين s_1 و s_2 . فكم

المتغيرين يتم الآخر • فهما غير مستقلين • ولكن تغيرهما ومعامل الارتباط الخطي بينهما يساوى الصفر •

٦ - أن نظرية الارتباط لا تثبت أي علاقة سببية بين المتغيرات •
معامل الارتباط لا يوضح ما إذا كانت التغيرات في متلا قد تسببت عن التفسيرات في س أو العكس • كما أن قيمة هذا المعامل وحده لا تساعدنا على التمييز بين س من خلال قيمة س • وأن كان الارتباط القوي بين س • س قد يصف لنا س واحدة من الحالات التالية :

(أ) أن تغيرات س هي السبب في تغيرات س (ب) أن تغيرات س هي السبب في تغيرات س • (ج) أن التغيرين س • س متجاوبين • بمعنى وجود علاقة سببية بينهما أي أن التغير س يتحدد بالتغير س كما أن التغير س يتحدد بالتغير س •

والنمط على ذلك العلاقة بين الكمية والسعر في أي سوق :

س = د (س) • س = د (س)

وهذا يعني أن كلا من س • س يتحدد آنياً •

(د) وجود متغير مشترك (ك) يؤثر على كل من س • س بالشكل الذي يظهر العلاقة قوية بينهما • طالما ما يحدث هذا في السلاسل الزمنية في حالة وجود اتجاه عام واضح في كلا المتغيرين • وفي هذه الحالة نلاحظ الارتباط القوي بين التغيرين س • س حتى وأن كانا مستقلين من الناحية السببية •

(هـ) أن تكون الصلة بينها في وجود هذه العلاقة القوية بين س • س •
وبها نلحظ أن العلاقة البينية :

مثال ١ :

إذا فرضنا أن التغيرين هما درجات الامتحان التي يحصل عليها أحد الطلبة (س) • ودد الساعات التي يعلها بأحد المحلات (س) • وإذا

نرضا أن معامل الارتباط بين البيانات التي جمعت من هذين التغيرين كان -
 ١٠ مثلا - فلن قيمة هذا المعامل في الواقع لا تدل على وجود علاقة سببية
 عكسية بين س و ص . وأما تلزنا بيانات إضافية قبل التأكد من وجود منسب
 هذه العلاقة الدالية ، حيث أنه من المحتمل وقوع أى من الحالات الآتية :

- (١) وجود علاقة سببية ص = د (س) ، حيث أن طول ساعات العمل تؤدي
 الى الحصول على درجات منخفضة .
- (٢) والعكس قد يكون صحيحا ص = د (س) ، حيث أنه بسبب انخفاض درجاته
 في الامتحان يتحذر على الطالب الحصول على منه فيلجأ الى الممسح
 لمواجهة أعياه المعيشة .
- (٣) وجود تغير ثالث يؤثر على كل من س و ص بالشكل الذي يؤدي الى
 الارتباط القوي بينهما وهذا التغير الثالث قد يكون واجب رعائيه
 الوالدين المسنين المريضين ، الذي يتسبب في حصوله على درجات
 منخفضة ، وفي الاتجاه الى العمل للحصول على المال اللازم .
- (٤) أن الارتباط بين س و ص قد يكون مرده المدة إذ أن الطالب الذي يعمل
 قد يحصل على درجات منخفضة في الامتحانات .

مسائل ٢ :

لاحظ الارتباط أحيانا بين متغيرات لا يمكن أن تكون بينهما
 اية علاقة سببية . على سبيل المثال - حالة الارتباط القوي بين عدد المواليد
 وعدد الجرائم في بلد ما . أن مثل هذا الارتباط لا يعطينا الدليل على أن عدد
 المواليد يحدد عدد الجرائم . وأما ما نؤكد أنه أن كلا من تسلكي التغيرين
 بها اتجاه عام . وهذا النوع من الارتباط يسمى ارتباط الصدفة ، أي الارتباط
 الذي لا يدل على أية علاقة سببية بين المتغيرات .

مثال ٣ :

الاستهلاك (س) والدخل (ص) يتغيران متجاوبين حيث أن

ص = د (ي) وفقاً لنظرية كينز - ولكن ي = د (ص) ايضاً - والمثل المستمر (ح)
والكمية المطلوبة (ك) متغيرين متجاوبين حيث أن ك = د (ح) ولكن ح = د (ك)
ايضاً .

ومن ذلك يتضح أن نظرية الارتباط لا تحدد العلاقة الدالة بين
بمعنى أنها لا تحدد أى المتغيرات هو المتغير التابع ، وأياً المتغيرات
الذاتية ٦ وأن كانت النظرية الاقتصادية تمكننا من تحديد ذلك . كما أن تحليل
الارتباط لا يوصلنا إلى قيم المعامل في العلاقة ، فلا يعطينا تقديرات لمعامل
الدالة أو للثابت فيها .

وفي الخلاصة يمكننا القول أن معامل الارتباط يقيس درجة تجمع
النقط حول الخط المستقيم ، ولكن لا يعطينا معادلة هذا الخط . والآخرى
لا تحدد لنا قيم معامل الدالة الاقتصادية التي تمثل العزلات أو تدخل
في حسابها ، والبيانات العددية ، والملاحظات وكلها أدوات تحليلية تهم واضع
السياسات والمستثمرين .

ولقياس معامل الدالة لابد من تطبيق إحدى الطرق المديده وأولها
وأبسطها طريقة الرهبات الصغرى المعاداة (O L S) .

ثانياً - الانحدار الخطى البسيط

(١) نموذج الانحدار الخطى العشوائى

يمتد نموذج الانحدار الخطى على عدة فروض
بعضها المتغير العشوائى (ق) ، ويختص البعز الآخر بالعلاقة بين المتغير
العشوائى (ق) والمتغيرات المفردة ، أما البعز الآخر فيختص بالمتغيرات المفردة .
ويمكن أن نجعل هذه الفروض في مجموعتين : الأولى هي الفروض العشوائية والثانية
هي الفروض الاكسبرى .

(١) الفروض العشوائية للمبيعات الصغرى العادية

وهي فروض توزيع قيم التغير العشوائى في • وهى الفروض التى تطور طريقة المبيعات الصغرى - الطريقة الاحصائية - للطبيعة العشوائية للظواهر الاقتصادية • وفيما يلى ملخص لهذه الفروض •

- ١ - أن في متغير عشوائى حقيقى قد تكون قيمته موجب أو سالبه أو تساوى الصفر •
 - ٢ - أن متوسط قيم في أى فترة معينة يساوى الصفر •
 - ٣ - أن تباين في r حول وسطها الحسابى تساوى ثابت لجميع قيم s •
 - ٤ - أن للتغير في r توزيع معتدل •
 - ٥ - أن التغيرات العشوائية للبيانات المختلفة في r • فى مستقله •
 - ٦ - أن في r مستقله عن التغيرات المعسره •
 - ٧ - أن التغيرات المعسره بقيمه بدون أخطاء • وأن التغير التابع (s) قد يحتوى أولا يحتوى على أخطاء في القياس •
- (ب) أما الفروض الأخرى فهى :
- أ - أن التغيرات المعسره ليس بينها ارتباط خطى تام •
 - ١ - أن التغيرات الاجمالية قد تم تجميعها بانتهاج أسلوب التجميع الصحيح •
 - ١ - أن العلاقات القيمه قد تم تمييزها •
 - ١ - أن توصيف العلاقات قد تم بالأسلوب الحليم من حيث تعدد التغيرات المعسره واختيار الصيغه الرياضية المناسبه •

(٢) المبادئ الأساسية في طريقة المبيعات الصغرى

تكون العلاقة الخطية • $s = p + q \cdot r$ • في ١ •
 مثله لمجتمع قيم s • s • حيث أنه يمكن الحصول على القيم المدددة لكل s —
 ب • ب • إذا أمكن الحصول على جميع قيم s • s • في السكون • والسكنى
 تمثل قيم المجتمع لهذه التغيرات • ولما كان تحقيق ذلك مستحيل فإننا نحصل

على هيئة من قيم s ، s كما نحدد توزيع المتغير العشوائي ، ونعمل على تقدير المعامل الحقيقية للعلاقة . ويتم ذلك بتوفيق خط الانحدار لبيانات المعينة ، الذي يمكن ايجازه تقريبا للخط الحقيقي .

وتكون معادلة العلاقة الحقيقية بين s ، s هي $s = b + a s_r + ق$

ومعادلة خط الانحدار الحقيقي $ت (s_r) = b + a s_r$

ومعادلة العلاقة المقدرة $s_r = \hat{b} + \hat{a} s_r + ق_r$

ومعادلة خط الانحدار المقدر $s_r = \hat{b} + \hat{a} s_r$

حيث s_r = القيمة المقدرة للمتغير s اذا علمت قيمة معينة للمتغير s

\hat{b} = تقدير الجزء المقطوع الحقيقي b

\hat{a} = تقدير المعامل الحقيقية a

$ق$ = تقدير القيمة الحقيقية للمتغير العشوائي $ق$

وفي حالة دالة المرض مثلا يتمدد الحصول على جميع قيم الكميات المعروضة

وقيم الاسمار اللازمة لحساب القيم العددية للمعامل الحقيقية b ، a . ولذا يمكن اختيار منه من الكميات المعروضة وقيم الاسمار المناغرة خلال فترة من الزمن للحصول على أفضل تقدير لدالة المرض

الانحدار

وهي هذا الاسلوب امكاننا الحصول على العدد اللانهاى من خطوط

المقدرة من بيانات المعينة ، ما يؤدي الى اختلاف انحرافات نقاط المعينة عن كل خط من خطوط الانحدار ، أى أن هذه الانحرافات انما تتوقف على الجزء المقطوع b ، والهيل a لهذه الخطوط . فمن البديهي انن أنه كلما صغرت الانحرافات من خطنا كان هذا الخط هو اجد توافق لبيانات المعينة . فعلينا أن نختار من بين هذه الخطوط الخط الذي تكون انحرافات النقاط عنه اصغرا يمكن . وتتطلب

طريقة المسميات الصغرى أن خط الانحدار يجب أن يرسم بالطريقة التى تجملى مجموع مسميات انحرافات النقط منه أقل ما يمكن .

وتكون الخطوة الأولى هى رسم الخط الذى يمر بين النقط بحيث يكون مجموع انحرافاتهما منه مساويا الصفر أى أن $\sum y_i = 0$ ثم يأتى السؤال كيف يمكن الحصول على النهاية الصغرى لكثية تماوى الصفر حسب التمثيل . الاجابة . الخاصية هى تهيئ الانحرافات ثم الحصول على النهاية الصغرى لمجموع هذه المسميات (مج ٢) . ومن هنا سميت هذه الطريقة باسمها المعروف .

أما الخطوة التالية فهى التعبير عن الأخطاء y_i بدلالة القسمين المشاهدة للمتغيرين x و y من القيمة . وإذا تم تقدير المملتين \hat{x} و \hat{y} أمكننا التنبؤ بقيمة y من خط الانحدار المقدرة $\hat{y} = \hat{x}$. \hat{y} و \hat{x} وهى القيمة المقدرة للمتغير التابع (\hat{y}) . والى تناظرية معينة للتفسير العكس (\hat{x}) . وهذا يعنى أن لكل قيمة من قيم x هناك قيمة مناظرة (\hat{y}) تقع على الخط الانحدار . فإذا فرضنا القيمة (\hat{y}) أمكن التنبؤ من المعادلة بأن القيمة المقدرة للمتغير التابع هى (\hat{x}) . هذا طما بأن القيمة المشاهدة للمتغير التابع المناظرة للتفسير \hat{y} هى \hat{x} وليست \hat{x} كما يتبأ الخط . بمعنى أن البيانات الفعلية للتفسير (\hat{y}) قد لا تقع على الخط المقدرة . فإذا رمزنا بالرمز \hat{y} للفروق بين القيمة المشاهدة \hat{y} والقيمة المقدرة \hat{x} كان :

$$y_i = \hat{y}_i - \hat{x}_i$$

والتعبير بقيمة \hat{y} كان :

$$\hat{y}_i = \hat{x}_i - \hat{y}_i$$

وتجميع الانحرافات وتجميعها نحصل على :

$$\sum y_i = \sum (\hat{y}_i - \hat{x}_i)$$

$$= \sum (\hat{y}_i - \hat{x}_i)$$

والحصول على النهايات الصغرى لجميع مربعات الانحرافات بالنسبة الى \hat{p} و \hat{q} نحل الى المعادلات الاساسية :

$$م ج س = ن \hat{q} + ش م ج س$$

$$م ج س = ش م ج س + ش م ج س$$

ويحل هذه المعادلات نحصل على تقديرات المربعات الصغرى لكل من \hat{p} و \hat{q} وهي :

$$\hat{p} = \frac{م ج س^2 - م ج س م ج س}{ن م ج س^2 - (م ج س)^2}$$

$$\hat{q} = \frac{ن م ج س م ج س - م ج س م ج س}{ن م ج س^2 - (م ج س)^2}$$

كما يمكن الحصول على تقديرات كل من \hat{p} و \hat{q} باستخدام انحرافات نسيم التنفيرات من أوساطها الحسابية ه تخمير المعادلتين المابقتين كالآتسى :

$$\hat{p} = م - م ج س$$

$$\hat{q} = \frac{م ج س م ج س}{م ج س}$$

مثال :

البيانات التالية هي بيانات الكمية المعروضة من سلعة ما (س) وسعر هذه السلعة (س) والمطلوب تقدير دالة المعرور.

ومما يلي جدول حساب الحدود اللازمة لتقدير معلقى معادلة المعرور:

س = ٢ + ١٣ س

س	س	س	س	س	س	س	س
٦٦	٩	٨١	٦٢١	٦٠	٦٢١	٦٢١	٦٢١
٧٦	١٢	١١١	١١٢	١٣٠	١١٢	١١٢	١١٢
٥٢	٦	٣٦	٣١٢	١١	٣١٢	٣١٢	٣١٢
٥٦	١٠	١٠٠	٥٦٠	٧	٥٦٠	٥٦٠	٥٦٠
٥٧	٩	٨١	٥١٣	٦	٥١٣	٥١٣	٥١٣
٧٧	١٠	١٠٠	٧٧٠	١١	٧٧٠	٧٧٠	٧٧٠
٥٨	٧	٤٩	٤٠٦	٥	٤٠٦	٤٠٦	٤٠٦
٥٥	٨	٦٤	٤٤٠	٨	٤٤٠	٤٤٠	٤٤٠
٦٧	١٢	١٤٤	٨٠٤	١٣	٨٠٤	٨٠٤	٨٠٤
٥٣	٦	٣٦	٣١٨	١٠	٣١٨	٣١٨	٣١٨
٧٢	١١	١٢١	٧١٢	١٢	٧١٢	٧١٢	٧١٢
٦٤	٨	٦٤	٥١٢	٩	٥١٢	٥١٢	٥١٢
٧٥٦	١٠٨	١٠٢٠	٦٦٦٠	٦٦٦٠	٦٦٦٠	٦٦٦٠	٦٦٦٠

١ - باستخدام البيانات الاصلية نجد أن قيم الحدود الواردة في معادلتى

س = ٢ + ١٣ س

س = ٢ + ١٠٢٠ س = ٧٥٦ س = ١٠٨ س = ٦٦٦٠

والتميز نجد أن

$$\frac{٦٦٦٠ \times ١٠٨ - ٧٥٦ \times ١٠٢٠}{٢} = ٢$$

- ١٣١ -

$$٣٣,٧٥ = \frac{١١٤٤٠}{٥٧٦} =$$

$$\hat{ب} = \frac{١٠٨ \times ٧٥٦ - ٦٦٠ \times ١٢}{٧(١٠٨) - ١٠٢٠ \times ١٢}$$

$$٣,٢٥ = \frac{١٨٧٢}{٥٧٦} =$$

٢ - باستخدام انحرافات القيم عن الوسط الحسابي نجد أن مج م م م م = ١٥٦ ، مج م م م م = ٤٨ ، أي أن

$$\hat{ب} = \frac{١٥٦}{٤٨} = \frac{\text{مجم م م م م}}{\text{مجم م م م م}} = ٣,٢٥$$

$$\hat{ب} = \text{م م م م} - \hat{ب} \times \text{م م م م} = ٣٣,٧٥$$

وتكون دالة المعرض المقدرة هي :

$$\text{م م م م} = ٣٣,٧٥ + ٣,٢٥ \times \text{م م م م}$$

والخطوة الأخيرة هي الاستفادة من تقديرات المعامل في الحصول على
الادوات التحليلية الأساسية كالمرونتات مثلاً .

لما كانت معادلة خط الانحدار المقدر هي $\text{م م م م} = \hat{ب} + \hat{ب} \times \text{م م م م}$ حيث
هي الجزء المقطوع و $\hat{ب}$ هي ميل هذا الخط والمعلمة $\hat{ب}$ هي تفاضل م م م م م م
الى م م م م م م :

$$\hat{ب} = \frac{\text{م م م م م م}}{\text{م م م م م م}}$$

وتدل على معدل التغير في (\hat{r}) كلما تغيرت (s) بقدر ضئيل جداً .
 فإذا كانت الدالة المقدرة هي الدالة الخطية للمرض أو الطلب فإن المخلص
 (\hat{r}) ليست المرونة السعرية بل هي أحد حدود المرونة التي يمكن تعريفها
 بالمعادلة :

$$r_s = \frac{ds/s}{dr/s}$$

$$r_s = \frac{ds}{dr} \times \frac{r}{s}$$

حيث r_s = المرونة السعرية
 s = الكمية مطلوبة أو مبروزة
 r = السعر

وتكون المرونة السعرية من الدالة المقدرة هي :

$$r_s = \hat{r} \cdot \frac{r}{s}$$

حيث r_s = متوسط السعر في بيانات المينة
 s = متوسط الكمية \hat{r} المقدرة من الانحدار
 وباستخدام النتائج السابقة لدالة المبروزة تكون المرونة السعرية للمرض هي

$$r_s = \frac{1}{712} \times 325 = 0.46$$

شكل (٢)

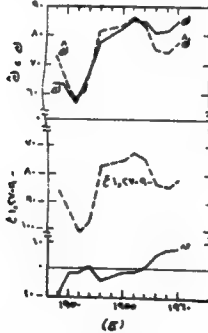
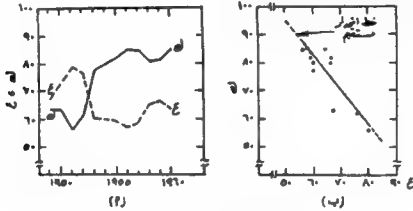
نمود فيها إلى مثلا أعريتها فيه . إلى جانب حساب مساحة خط الانحدار
المسطح . أسلوب موزن التتابع . في الجدول التالي يلاحظ التباين التوزيعية
لتحبيب الفرد من استهلاك اللحم و سعر التبريد محدد بالرقم القياسي لاستهلاك
المستهلكين . خلال الفترة من ١٩٤٦ - ١٩٦٠ .

المتة	تحبيب الفرد من استهلاك اللحم	سعر التبريد	ك	١-٢٧ راج	ك = ١٨٢ مر ١٥٨ - ٢٧ راج
ك	ج	ك	ق = (ك - ك)		
١٩٤٦	٦٢,٩	٦٢,٢	٧٢,٩	٨٠,٤ -	٦,٢ -
٥٠	٦٢,٩	٧٢,٢	٦٥,٤	٦٢,٩٦ -	٢,٥ -
٥١	٥٦,٩	٧٩,٢	٥٧,٢	١٠٠,٤ -	١,٤ -
٥٢	٦٢,٢	٧٦,٢	٦١,٢	٦٦,٩٧ -	٥,٧٠ -
٥٣	٧٢,٦	٦٠,٩	٨١,٤	٧٧,٧٦ -	٤,١ -
٥٤	٨٠,٩	٥٦,٧	٨٢,٩	٧٥,٨٧ -	٢,٢ -
٥٥	٨٢,٥	٥٦,٥	٨٢,٢	٧٤,٩٨ -	١,٢ -
٥٦	٨٥,٤	٥٦,٨	٨٦,٢	٧٤,٩٦ -	٠,٩ -
٥٧	٨٤,٦	٥٨,٧	٨٢,٩	٧٤,٢٠ -	٠,٧٠ -
٥٨	٨٠,٢	٦٥,٩	٧٥,٩	٨٢,٢٧ -	٥,٩ -
٥٩	٨١,٩	٦٦,٩	٧٤,٩	٨٤,٢٩ -	٢,٢ -
٦٠	٨٥,٢	٦٢,٢	٧٢,٢	٨١,٥٨ -	٢,٨ -

وق الشكل (أ) تلاحظ العلاقة العكسية بين التغيرات في تحبيب الفرد وبين
استهلاك اللحم (ب) وسعر التبريد اللحم (ج) . وق الشكل (ب) تلاحظ غسـط
الانحدار المنظم التحول طه بطريقة البهـمت الصغرى . ومعادلة غسـط
الانحدار غسـط :

$$ك = ١٨٢ مر ١٥٨ - ١ - ٢٧ راج$$

وقد تم عرضها بيانيا في الشكل (د) • علما بأن معامل الانحدار (١,٢٧٠٩) في المعادلة أعني أنه إذا تغير الصحر بالوحده تغير استهلاك الفرد المقسود (ك) في الاتجاه المضاد بمقدار ١,٢٧٠٩ وحده • كما نلاحظ أن الخط المنكسر



(١,٢٧٠٩) ع) هو صور مشابه وأما مقلوبه للخط المنكسر (ج) في الشكل (أ) • ضروريا في المعامل ١,٢٧٠٩. أما ك فأنها تتغير مع الزمن كثير (ج) ضروريا في معامل الانحدار (١,٢٧٠٩) • وتظهر الانحرافات عن خط الانحدار ك- ك = في العمود الأخير من الجدول والجزء الأخير من الشكل (د) • ويتضح وجود اتجاه عام متعادي فيها •

(٣) اختبارات المعنوية الاحصائية

بعد تقدير معالم العلاقات الاقتصادية • باستخدام طريقة المرحلات الصغرى يجب علينا أن نضع المعايير اللازمة للحكم على "جسود" تقديرات المعالم، يمكننا تقسيم هذه المعايير إلى ثلاثة أنواع هي المعيار النظري، والمعيار الاحصائي، والمعيار القياسي، وتحدد النظرية الاقتصادية المعيار النظري من حيث قيم المعالم وإشاراتهما • أما المعايير الاحصائية فيمكن إجمالها في الاختبارات الأكثر استخداماً في الاقتصاد القياسي وهي:

- (أ) معامل التحديد - مهم معامل الارتباط - الذي يستخدم لاختبار القوة التفسيرية في انحدار مرطى من الخطى •
- (ب) الأخطاء المعيارية لتقديرات المعالم • ويطبق لاختبار مدى المأمونية: الاحصائية في تقديرات معالم الانحدار $\hat{\beta}$ • $\hat{\beta}_1$ •

(أ) اختبار جودة التوفيق عن طريق معامل التحديد (ر ٢) • بعد أن يتم تحديد خط الانحدار بلزنا اختبار مدى جودة توفيق هذا الخط لبيانات • من في المعينة • بمعنى أن الأمر يتطلب قياس تباين البيانات حول خط الانحدار • وتشأ أهمية ذلك من أنه كلما اقتربت البيانات من الخط كلما ازدادت جودة التوفيق أي كلما استطاعت التغيرات نفس التغيرات المفردة من شرح تغيرات التغير من •

ومعامل التحديد R^2 هو مقياس جودة التوفيق حيث أنه يحدد النسبة المئوية للتغيرات الكلية في التغير التابع التي يمكن أن يشرحها التغير المستقل • فإذا كانت $R^2 = 0.9$ دل ذلك على جودة توفيق خط الانحدار للبيانات المعاهدة • حيث أن هذا الخط يشرح ٩٠٪ من التغيرات الكلية لقيم (م) حول وسطها المعامى، ولأن نسبة العشرة في المائة الباقية من التغيرات الكلية التي لم يتم شرحها أننا ترجع إلى العوامل الستة

يتضمنها التغير العشوائي ق.

فإذا فرضنا أن خط الانحدار هو $\hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x$ من كانت التغيرات الكلية في y مقيسه بانحرافاتنا عن الوسط الحسابي هي $\text{مج } \hat{e}_1 = \text{مج } (\hat{y} - \hat{y})$ ، $\hat{e}_2 = \text{مج } (\hat{y} - \hat{y})$ ملاحظ أنه للحصول على التغيرات الكلية لقيم \hat{y} فإننا نحتاج أن نخرج الانحرافات البسيطة حيث أن مجموع انحرافات قيم أي متغير عن وسطه الحسابي يساوي الصفر .

ونفس الأسلوب تعرف انحرافات قيم المتغير التابع المقدرة (\hat{y}) عن الوسط الحسابي \hat{y} بأنها تغيرات \hat{y} التي يمكن شرحها بـ خط الانحدار . ويكون مجموع مربعات هذه الانحرافات هو التغيرات المشروحة ، أي $\text{مج } \hat{e}_1 = \text{مج } (\hat{y} - \hat{y})$.

أما (\hat{y}) وتساوي الفرق بين \hat{y} و \hat{y} شرفى ذلك الجزء من التغيرات في التغير التابع التي لم يشرحها خط الانحدار . ويمبر مجموع مربعات البواقي عن التغيرات غير المشروحة في التغير من حول وسط الحسابي $\text{مج } \hat{e}_2 = \text{مج } (\hat{y} - \hat{y})$.

ولما كانت $\text{مج } \hat{e}_1 = \text{مج } \hat{e}_2$ ، $\text{مج } \hat{e}_2 = \text{مج } (\hat{y} - \hat{y})$ ، وكانت $\text{مج } \hat{e}_1 = \text{مج } \hat{e}_2$ ، فنحن أثبات أن $\text{مج } \hat{e}_1 = \text{مج } \hat{e}_2$ ، أي أن التغيرات الكلية = التغيرات المشروحة + التغيرات غير المشروحة . وإذا عبرنا عن التغيرات المشروحة كنسبة مئوية من التغيرات الكلية أي $\text{مج } \hat{e}_1 / \text{مج } \hat{e}_2$ وكانت $\hat{e}_1 = \hat{e}_2$.

$$\text{والتعويض نجد أن } \frac{\text{مج } \hat{e}_1}{\text{مج } \hat{e}_2} = \frac{\text{مج } (\hat{y} - \hat{y})}{\text{مج } \hat{e}_2} = \frac{\hat{\beta}_1^2}{\hat{\beta}_1^2 + \hat{\beta}_2^2} \times \frac{\text{مج } \hat{e}_2}{\text{مج } \hat{e}_2}$$

وإذا كانت $\hat{e}_1 = \hat{e}_2$ ، $\text{مج } \hat{e}_1 = \text{مج } \hat{e}_2$ ،

$$\text{فإن } \frac{\text{مج } \hat{e}_1}{\text{مج } \hat{e}_2} = \frac{(\text{مج } \hat{e}_1)}{(\text{مج } \hat{e}_2)} \times \frac{\text{مج } \hat{e}_2}{\text{مج } \hat{e}_2} = \frac{(\text{مج } \hat{e}_1)}{(\text{مج } \hat{e}_2)} \times \frac{\text{مج } \hat{e}_2}{\text{مج } \hat{e}_2} = \frac{\text{مج } \hat{e}_1}{\text{مج } \hat{e}_2}$$

ومقارنة هذه النتيجة بمعادلة معامل الارتباط نجد أن $\hat{r} = \frac{\text{مج } \hat{e}_1}{\text{مج } \hat{e}_2}$ ،

ومعنى ذلك أن \hat{r} تعدد نسبة التغيرات في \hat{y} التي تشرحها التغيرات في \hat{y} .

وتتراوح قيم \hat{r} بين الصفر والواحد الصحيح أي أن :

$$0 \leq \hat{r} \leq 1$$

(ب) اختبار الاخطاء المعيارية لتقديرات المربعات الصغرى

نحصل على تقديرات المربعات الصغرى لكل من $\hat{\beta}_1$ و $\hat{\beta}_2$ من عينة بيانات كل من ص و س . ولما كانت اخطاء المعاينة حتمية في كل التقديرات كان من الضروري تطبيق اختبارات المعنوية لقياس حجم الخطأ، ولتعدد درجات الحرية في هذه التقديرات - وسنتمسك هنا الى أحد هذه الاختبارات المعديسة - وهو اختبار الخطأ المعياري - لشيوع استخدامه في الاعتماد القياسي - وبما واننا الاختبار في تقريرنا اذا كانت تقديرات $\hat{\beta}_1$ و $\hat{\beta}_2$ تختلف معنوياً عن الصفر - بمعنى أن المعينة التي حصلت منها التقديرات - ربما حصلت من مجتمع معاملة الحقيقة تساوي الصفر أي أن $\beta_1 = \beta_2 = 0$ - صفر - ويكون اختبار فرضية الصفر $H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$ - صفر - والفرض البديل $H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq 0$ - صفر - ويتلخص اختبار الخطأ المعياري في الآتسي :

١ - من معادلات تبين كل من $\hat{\beta}_1$ و $\hat{\beta}_2$ تحسب الاخطاء المعيارية .

$$e(\hat{\beta}_1) = \sqrt{\text{تباين } \hat{\beta}_1} = \sqrt{\frac{\text{مجموع مربعات } \hat{\beta}_1}{(n-2) \text{ مجموع مربعات } \hat{\beta}_1}} \quad ,$$

$$e(\hat{\beta}_2) = \sqrt{\text{تباين } \hat{\beta}_2} = \sqrt{\frac{\text{مجموع مربعات } \hat{\beta}_2}{(n-2) \text{ مجموع مربعات } \hat{\beta}_2}} \quad ,$$

٢ - نظاير الانحرافات المعيارية بالتقييم العددية لكل من $\hat{\beta}_1$ و $\hat{\beta}_2$ ، فاذا كان الخطأ المعياري أقل من نصف القيمة العددية لتقدير المعلمة - أي اذا كان $e(\hat{\beta}_1)$ ($\hat{\beta}_1$) > 2 - فمعنى معنوية هذا التقدير احصائياً - ومعنى هذا أننا نرفض الفرضية الصفرية $H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$ - صفر - وبهذا نأخذ أن معاملة المجتمع الحقيقية β_1 تختلف عن الصفر - ومن ناحية أخرى اذا كان

الخطأ المماثل لتقدير المعامل أكبر من نصف قيمتها العددية أى أن $\epsilon < 1/2$ ثبتت عدم معنوية التقدير . ومعنى ذلك قبولنا لفرض العدم
أن معاملة المجتمع الحقيقية $\beta = 0$.

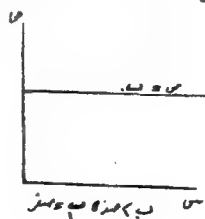
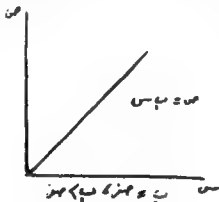
وفي هذه الحالة يمكننا القول بأن القيمة المقدرة للمعامل فسد
جاءت بالعدد مختلف عن الصفر . ولا يمكن قبولها طالما أن الاختبار قد
جاء بما يثبت أن المعامل الحقيقية $\beta = 0$.

ونخلص من هذا أن قبول أو رفض فرض العدم أننا نحمل معنى
اقتصادي محدد . هو أن قبول فرض العدم $\beta = 0$ صفر معناه أن التفسير
المفسر الذى صاحبه تقدير المعامل لا يؤثر في الحقيقة على التغير التابع
منه التالى يجب ألا تتضمن المعادلة . مادام الاختبار قد زودنا بالدليل
على أن تغيرات y لا تؤثر في x . أى أن قبول فرض العدم $\beta = 0$ يعنى أن العلاقة
بين x و y هي في الحقيقة : $y = \beta x + \epsilon$ (صفر) $\beta = 0$.
أى أنه لا توجد علاقة بين x و y .
ومن ناحية أخرى إذا كانت $\beta \neq 0$ صفر فإن خط الانحدار يسير
من x و y يكون :

$$y = \beta x + \epsilon$$

$$\beta \neq 0$$

وفي الحالة الأولى يكون خط الانحدار موازيا للمحور السيني (الاتقى) ،
وفي الحالة الثانية يمر خط الانحدار بنقطة الأصل . كما هو موضح في الشكلين التاليين :



وقيل البدء في الاختبار يجب أن تتوافر البيانات الآتية:

- ١ - تعريف فرضي المدم والبديل
- ٢ - اختبار مستوى الثقة ٠.٠٥ أو ٠.٠١
- ٣ - تحديد عدد درجات الحرية

وذلك حتى يتسنى تحديد المنطقة الحرجة ، أي قيم (ت) الحرجة ، التي تقسم قيم (ت) الكلية في منطقتين : منطقة القبول ومنطقة الرفض . ويمكن تعريف منطقة القبول إذا فرضنا فرض المدم H_0 : $\mu = \mu_0$ والفرض البديل H_1 : $\mu \neq \mu_0$ لمجتمع تباينه غير معلوم . وإذا افترضنا أن مستوى الثقة هو ٠.٠٥ فإن قيم (ت) الحرجة نجد لها في جدول (ت) بحيث أنها تقطع ٢.٥% من مساحة التوزيع عند كل طرف بدرجات حرية (ن - ١) . وإذا كانت درجات الحرية = ١٠ فإن قيم (ت) الحرجة التي نجد لها في الجدول هي ١.٨٠٩ = - ٢.٢٢٨ و ٢.٢٢٨ = + ٢.٢٢٨ ، ومعنى ذلك أن منطقة القبول هي

$$- 2.228 \leq t = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\frac{s}{\sqrt{n}}} \leq 2.228$$

ومن مشاهدات العينة نحسب \bar{x} وقيمة ت المحسوبة :

$$t = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$$

وإذا وقعت قيمة ت المحسوبة في المنطقة الحرجة رفضنا فرض المدم .

ومن المبادئ في الاعتماد القياسي أن يكون فرض المدم هو H_0 :

صفر ، والفرض البديل H_1 : $\mu \neq 0$ ، وتكون $t = \frac{\bar{x}}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$ (ب) .

ويمكن الحصول على قيمة ت للعينة بفسه تقدير المعلمة μ على خطئها

المباين ، ثم نطابق هذه القيمة بقيمة (ت) النظرية من الجدول ، فإذا وقعت

ت* في المنطقة الحرجة رفضنا فرض العدم ، أي كان تقدير المعلم ب* معنوياً ،
أما إذا وقعت في منطقة القبول أي كانت - ت ٢٥ .ر . > ت* > + ت ٢٥ .ر .
بدرجات حرية ن - ط ، قبلنا فرض العدم ، أي أنه باحتمال ١٥% كان
تقدير ب* غير معنوي .

وملاحظة قيم ت النظرية نجد أنها تتغير ببطء عندما تكون درجات
الحرية (ن - ط) أكبر من ٨ ، فقيمة ت ٢٥ .ر . = ٢.٣٠ عندما تكون
(ن - ط = ٨) ، وتساوي ١.٩٦ عندما تصل درجات الحرية إلى نهايتها .
وبذلك فانه من الممكن تجاهل درجات الحرية أن كانت أكبر من ٨ ونفترض أن ت ٢٥ .ر .
= ٠.٢ . وب* اختبار فرض العدم كالآتي :

— إذا كانت ت* المحسوبة أكبر من ٢ رفضنا فرض العدم
— وإذا كانت ت* المحسوبة أصغر من ٢ قبلنا فرض العدم
ومعنى ذلك أن قيمة ت* للعينه ، وتساوي $\frac{ت*}{٢}$ تكون
أكبر من ٢ ، إذا كانت تقديرات ب* أو ب* تساوى ضعف أخطاءها المعياريه
على الأقل - أي أن :

$$ت* < ٢ \text{ إذا كانت } ب* < ٢ (ب*) \text{ أو } ب* < ٢ (ب*)$$

نخلص من ذلك بأننا نرفض فرض العدم إذا كانت ت* < ت ٢٥ .ر .
وكذلك نرفض فرض العدم إذا كانت ب* < ب* / ٢ فيها تعبيرين متشابهين .
وهذا التقريب الذي شرحناه أخيراً لا اختيار (ت) لا يكون صحيحاً
إلا إذا كانت درجات الحرية أكبر من ٨ .

مثال : قيمت دالة الاستهلاك التالى من عينه حجمها ٢٠ وكانت
نتائجها هي :

$$\text{حي} = ١٠٠ + ٧٠ = ١٧٠$$

$$(٧٥\%) (٠.٢١)$$

طما بأن الأرقام الموجودة بين الأقواس هي الاخطاء المعيارية للمعلمين
 $\hat{\sigma} = ١٠٠ + \hat{\sigma}_1 = ٧٠$ ولما كانت أقل من ٢٠ فلا يمكن استعمال
 اختبار Z .

وباستخدام اختبار (ت) نجد أنه بالنسبة للمعلم $\hat{\sigma}_1$:

$$\hat{\sigma}_1^2 = \frac{\hat{\sigma}^2}{n} = \frac{٧٠^2}{٢١} = ٢٣٨$$

والفرض المطلوب اختياره هو $\hat{\sigma}_1 = \text{مفر}$

والفرض البديل هو $\hat{\sigma}_1 = \text{مفر}$

ونقم درجات الحرية = ١٨ هي

$$١ - ٢ = ٠.٢٥ = ٢١٠$$

$$٢ - ٢ = ٠.٢٥ = ٢١٠ +$$

وحيث أن $\hat{\sigma}_1 < ٢٥٠$ فاننا نرفض الفرض المدم وتكون $\hat{\sigma}_1$ مختلفة عن الصفر .

(٤) فترات الثقة للمعالم

ليس معنى رفضنا لفرض المدم أن تقديرنا $\hat{\sigma}_1$ هو
 التقديرات الصحيحة لمعالم المجتمع الحقيقية . ولكنه يعنى أن تقديرنا الذي حصلنا
 من عينة مسحوبة من مجتمع معلمته $\hat{\sigma}_1$ تختلف عن الصفر . ولتحديد مدى قرب التقدير
 من المعلمة الحقيقية لابد وأن نحدد فترات الثقة لهذه المعلمة . بمعنى أن نعين
 فيها حول التقدير كم عدد نتوقع أن تقع المعلمة الحقيقية فيها بدرجة ثقة معينة .
 وهذا يمكن القول أنه باحتمال معين فإن معلمة المجتمع ستكون في حدود معينة

الثقة . واختيارنا الاحتمال سببا يكون هو مستوى الثقة θ وهو عبارة
في الاعتماد القياسي $\theta = ٠.٩٥$. بمعنى أنه في ٩٥% من المرات المتكررة θ
تتم معلم المجتمع الحقيقية داخل حدود الثقة المحسوبة من المعلمة θ
وفي α من الحالات تتم معلم المجتمع خارج حدود الثقة .

وفتره الثقة المأخوذه من توزيع (ت) عند مستوى ثقة $\theta = ٠.٩٥$ للمعلم
باعد استخدام منه صغيرة في التقدير هي :

$$\bar{x} - t_{\alpha/2} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} + t_{\alpha/2} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} \quad (ع.٣)$$

$$\text{أي } \bar{x} - \bar{x} = \bar{x} \pm t_{\alpha/2} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} \quad (ع.٤)$$

بدرجات حرية (ن - ط)

ومعنى فترة ثقة عند مستوى $\theta = ٩٥\%$ أن احتمال وقوع القيمة
الحقيقية لمعلم المجتمع في الفترة $\bar{x} \pm t_{\alpha/2} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}$ بدرجات حرية (ن - ط)
يساوي $\theta = ٩٥\%$

مثال : المعادلة التالية لحط انحدار تم تقديره من عنه حجمها ٢٠ :

$$y = ١٢٨ + ٢.٨٨ x$$

$$١٨ = ٢ - ٢٠ = (ن - ط) \quad (٢٨.٢) \quad (٠.٨٥)$$

ولما كانت قيمة النظرية ضد ١٨ درجة حرية هي ± ٢.١٠ فان فترة
الثقة عند مستوى $\theta = ٩٥\%$ للمعلمين هي :

$$١٢٨.٥ \pm ٢.١٠ \cdot ٢.٨٨ = ٢٨.٢ \pm ١٢٨.٥ \pm ٢.١٠ \cdot ٨.٠$$

$$١٢٨.٥ \pm ٢.١٠ \cdot ٨.٠ = ٢٨.٢ \pm ١٢٨.٥ \pm ٢.١٠ \cdot ٨.٠$$

ومعنى ذلك أن القيمة الحقيقية للثابت β تقع بين ٢٨.٢ و ٢٠٨.٧
والمعلم β بين ١.٢٩ و ٤.١٢

(٥) أهمية الاختبارات الاحصائية للمعنوية

ليس هناك اتفاق عام بين الاقتصاديين القياسيين في تقدير أى المقاييس الاحصائية أكثر أهمية : معامل التحديد المرتفع أم الخطأ المعياري المنخفض

وغالبا ما يلجأ الباحث الى حساب التنازح المختلفة بما احتوته من متغيرات مناسبة ، ثم يحاول اختيار اكبرها جودة . مطبعية الحال سوف لا يكون الاختيار صحيحا اذا أعمارت النتائج الى معامل تحديد مرتفع والخطأ معيارية منخفضة ، ولكن هذه ليست الحالة الغالبة . ففي كثير من التطبيقات نحصل على معامل تحديد مرتفع بينما ترتفع الاخطاء المعيارية لمرض المعالم . وسيل يحس الاقتصاديين القياسيين الى اعطاء اهمية كبيرة لمعامل التحديد ، وقبول تقديرات المعالم بالرغم من أن بعضها لا يحقق معنى احصائية . ويقترح البعض الآخر أن قبول أو رفض التقديرات التي يشكك عدم معنويتها يجب أن يعتمد على الهدف من النموذج ، توافق الفالهيمة على أن معامل التحديد له اهمية اذا استخدم النموذج للتنبؤ ، طمس أن تنال الاخطاء المعيارية أهمية أكبر اذا كان الهدف من البحث هو تحليل الظاهرة الاقتصادية ، الى جانب الحصول على تقديرات دقيقة للمعالم الاقتصادية .

معامل التحديد المرتفع له ميزته اذا كان محمولا بتقديرات معنوية . أما اذا لم يتوافر المعامل المرتفع والاختلاف المنخفض كان لزاما على الباحث أن يكون حريصا في تفسيره وتحليله وقبوله لهذه النتائج . ولا شك أن الاولوية يجب أن تعطى أولا للمعايير الاقتصادية من حيث اعارة قيم المعالم ، نحدد استيفائها تلجأ الى الاختبارات الاحصائية .

ثالث - الانحدار الخطى المتعدد

(١) المعادلات الاحادية

تفترض نظرية الطلب أن الكمية المطلوبة لسلعة ما

(ص) دالة في كل من سعرها (س١) ودخل المستهلك (س٢) أى :

$$ص = د (س١ ، س٢)$$

وإذا كانت النظرية الاقتصادية لم تفترض صيغة رياضية معينة لدالة

الطلب فسنفترض أن العلاقة بين ص ، س١ ، س٢ علاقة خطية في الصورة

$$ص = ب + س١ + س٢ + ق$$

$$(ر = ٠.٠٠٠٠٠٠٠٠)$$

ومعنى هذه العلاقة أن جميع التغيرات في الكمية المطلوبة أنما
تشرحها التغيرات في كل من السعر والدخل فعصب . فإذا كانت هذه
الصيغة صحيحة فإن بياناتنا عن ص ، س١ ، س٢ سوف يحدد نقطة تقسم
في الفراغ . ولكن من الملاحظ أن بيانات هذه التغيرات التي يتم جمعها
لتمثل فترة معينة سوف لا تقع جميعها في الفراغ عند توقعها ببياناتها . وأنما
سيقم بعضها في الفراغ والبعض الآخر سيقم اعلاه أو اسفله . ويرجع ذلك إلى
انغال بعض التغيرات من المعادلة وفي ذلك من أنواع الاخطاء . وهذا كله
يمكن أن يؤخذ في الاعتبار بإضافة التغير العشوائي (ق) في المعادلة
تصير بالصورة :

$$ص = ب + س١ + س٢ + ق$$

ومن ملحوظاتنا السابقة عن قانون الطلب نتوقع أن تكون إشارة

المعلم ب سالبة . بينما إشارة المعلمة ب١ موجبة بالنسبة للسلم المادية .

ولاستكمال توصيف هذا النموذج البسيط لابد لنا من بعض الفروض
الخاصة بالتغير العشوائى (ق) ، وهى نفس الفروض السابق ذكرها —
فى حالة الانحدار البسيط ذو المتغير المفسر الواحد . والفروض هى :

- ١ - المتغير قى بتغير عشوائى .
- ٢ - الوسط الحسابى للمتغير العشوائى قى يساوى الصفر لكل قيمة من
قيم صر ، أى أن $E(ق_r) = صفر$.
- ٣ - ثباين قى ر يساوى ثابت لجميع قيم صر ، أى أن $E(ق_r^2) = ق^2 =$
ثابت .
- ٤ - توزيع قيم قى ر توزيع معتدل .
- ٥ - قيم قى ر مستقلة عن قيم قى ر أى أن $E(ق_r ق_s) = صفر - ق ر \neq ط$
- ٦ - قيم قى ر مستقلة عن المتغيرات المفسرة أى $E(ق_r ص_1) = E(ق_r ص_2) =$
صفر =
- ٧ - المتغيرات المفسرة مقيسة دون الخطأ .
- ٨ - المتغيرات المفسرة ليس بينها ارتباط خطى تام .
- ٩ - أسلوب التجميع المستخدم عند تركيب المتغيرات الاجمالية الواردة فى
الدالة أسلوب صحيح .
- ١٠ - العلاقة موضوع البحث مميزة .
- ١١ - النموذج تم توصيفه دون الخطأ باظهار جميع المتغيرات المفسرة الهامة
ويجوز فى الدالة ، وصياغتها بالصيغة الرياضية الصحيحة خطية
أو غير خطية .

واستخدام بيانات الهيئة للمتغيرات صر ، ص١ ، ص٢ نحصل
على تقديرات للمعالم الحقيقية ب ، ب١ ، ب٢ :

$$ص = ب٠ + ب١ ص١ + ب٢ ص٢$$

حيث $ب٠ = ١٠٠٠$ ، $ب١ = ٣٣$ ، $ب٢ = ١٠٠$ ، $ب٣ = ٣٣$

في علاقة الطلب.

ويمكن الحصول على هذه التقديرات بجعل مجموع مربعات البواقي نهائية
مفصلي :

مجدقاً = مجد (م. - ح. -)

(٢) معامل التحديد المتعدد - مربع معامل الارتباط المتعدد

إذا كانت المتغيرات المفسرة أكثر من متغير كان الارتباط

متعددا . ويصير مربع معامل الارتباط = معامل التحديد المتعدد ، أو مربع
معامل الارتباط المتعدد .

ومعنى r^2 من ١ من ٢ أن التغيرات الكلية في م تشرحها التغيرات في س ١ من ٢ .
ومعادلة هذا المعامل هي :

$$r^2 = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{y}_i^2}{\sum_{i=1}^n y_i^2} = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{y}_i^2}{\sum_{i=1}^n y_i^2}$$

وتتراوح قيمة r^2 بين الصفر والواحد الصحيح . وكلما ارتفعت
قيمة r^2 كلما كبرت نسبة التغيرات في م التي تشرحها التغيرات في س ١ من ٢ أي كلما
تحسنت جودة توفيق الانحدار لبيانات العينة ، والعكس صحيح .

ويتضح من معادلة r^2 أن إضافة متغيرات مفسرة لمعادلة الانحدار
الانحدار لا تعمل على انخفاض قيمة معامل التحديد المتعدد ، بل غالبا ما ترتفع
قيمه ، حيث أن قيمة معالم المتغيرات الإضافية ستكون في أغلب الحالات مختلفة
عن الصفر . فمعادلة r^2 ستزداد الحدود التي تظهر في البسط بينما يبقى
المقام ثابتا ($\sum y_i^2$) .

ولتصحح هذا الميب تعدل r^2 بحيث تأخذ درجات الحرية
في الاعتبار ، تلك الدرجات التي ستبقى إضافة متغيرات جديدة للمعادلة .
وتصير معادلة معامل التحديد المتعدد المعدل هي :

$$r^2 = 1 - \frac{(1 - r^2)(n - 1)}{n - 2}$$

$$\frac{\text{مجدق}^2 / (ن - ط)}{\text{مجدع}^2 / (ن - ١)} \quad \text{أو } r^2 - ١$$

حيث r^2 = معامل التحديد المتعدد غير المعدل

$ن$ = عدد بيانات العينة

$ط$ = عدد المعالم المقيم من العينة

وإذا كانت $ن$ كبيرة فإن قيم r^2 و r^2 لا تختلف كثيراً عن بعضها البعض.
أما في حالة العينات الصغيرة ، إذا كان عدد المتغيرات البصره كبيراً بالنسبة لعدد البيانات المشاهدة في العينة ، فإن r^2 تكون أقل بكثير من قيمة r^2 ، وهذا جاء فيتمتها سالبه ، وز هذه الحالة تفسر r^2 بأنها تماوى الضفر .

(٣) اختبارات المعنوية لتقديرات المعالم

أن اختبارات المعنوية التقليدية هي اختبار الخطأ المياري الذي يناظر اختبار (ت) . ومن المعتاد في التطبيقات القياسية أن يشنير الباحثون فرض العدم : $ح : ب = صفر$ ، لكل معلمة ، ويقابله الفرض البديسل ، $ح : ب \neq صفر$. ويتم الاختبار عند مستوى α غالباً ما يكون $\alpha = ٠.٠٥$.

١ - اختبار الخطأ المياري

يكتب الخطأ المعياري عادة أسفل تقدير المعلمة المناظر لبقارنته بالقيمة العددية للتقدير .

١ - فإذا كانت $ح : ب < \frac{1}{4}$ ، $ب$ قبلنا فرض العدم ، أى أن تقديرات المعالم ليست معنوية احصائياً .

٢ - وإذا كانت $ح : ب > \frac{1}{4}$ ، $ب$ رفضنا فرض العدم ، أى أن المعلمة القيمة معنوية احصائياً .

ومعنى ذلك أنه كلما صغر الخطأ المعياري كلما ثبتت معنوية التقديرات.
ويعتبر هذا الاختبار اختباراً تقريبياً مبني على مستوى ثقة ٩٥%.

ب- اختبار (ت)

نحسب قيمة ت لكل معاملة ب من النسبة :

$$t = \frac{\bar{y}_b - \mu}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$$

ع (ب_ر)

وهذه هي قيمة ت المحمودة التي نقارنها بقيمة ت النظرية السوارة
في جداول ت بدرجات حرية (ن - ط) أي ن - ٣.

١ - فإذا كانت ت > ت هلنا فرض المدم ه أي أن ب_ر غير
معنوية ه بمعنى أن المتغير المفسر المناظر للمعاملة لا يساهم
في تغيير تنبيلات ه.

٢ - وإذا كانت ت < ت ه رفضنا فرض المدم ه أي أن ب_ر تكون
معنوية.

ومن الواضح إذن أنه كلما كبرت قيمة ت ه كلما قوى الدليل على معنوية ب_ر.

مثال : في الجدول التالي بيانات عن الكمية المطلوبة (س) لـ ١٠
ما وسعرها (س) ودخل المستهلك (س ٢) . وفق خط الانحدار المستقيم
اختبار جودة التوفيق (بحساب ر^٢) وكذلك درجة الأثر لاحتيايات للتقديرات ب_ر ه.
ب_١ ه ب_٢ ه ب_٣

Year	1890	1891	1892	1893	1894	1895	1896	1897	1898	1899	1900	1901	1902	1903	1904	1905	1906	1907	1908	1909	1910	1911	1912	1913	1914	1915	1916	1917	1918	1919	1920	1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927	1928	1929	1930	1931	1932	1933	1934	1935	1936	1937	1938	1939	1940	1941	1942	1943	1944	1945	1946	1947	1948	1949	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034	2035	2036	2037	2038	2039	2040	2041	2042	2043	2044	2045	2046	2047	2048	2049	2050	2051	2052	2053	2054	2055	2056	2057	2058	2059	2060	2061	2062	2063	2064	2065	2066	2067	2068	2069	2070	2071	2072	2073	2074	2075	2076	2077	2078	2079	2080	2081	2082	2083	2084	2085	2086	2087	2088	2089	2090	2091	2092	2093	2094	2095	2096	2097	2098	2099	2100
1890	1891	1892	1893	1894	1895	1896	1897	1898	1899	1900	1901	1902	1903	1904	1905	1906	1907	1908	1909	1910	1911	1912	1913	1914	1915	1916	1917	1918	1919	1920	1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927	1928	1929	1930	1931	1932	1933	1934	1935	1936	1937	1938	1939	1940	1941	1942	1943	1944	1945	1946	1947	1948	1949	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034	2035	2036	2037	2038	2039	2040	2041	2042	2043	2044	2045	2046	2047	2048	2049	2050	2051	2052	2053	2054	2055	2056	2057	2058	2059	2060	2061	2062	2063	2064	2065	2066	2067	2068	2069	2070	2071	2072	2073	2074	2075	2076	2077	2078	2079	2080	2081	2082	2083	2084	2085	2086	2087	2088	2089	2090	2091	2092	2093	2094	2095	2096	2097	2098	2099	2100	

$\frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{4}$

13. 5. 1951

$$\frac{1}{\sqrt{1-u^2}} = \frac{1}{\sqrt{1-\frac{1}{4}}} = \frac{2}{\sqrt{3}}$$

[illegible]

مجموعه ۱۰۰۰ = ۱۰۰۰۰ = ۱۰۰۰۰

$$\frac{۵۹۰۰ - \times ۷۵۰۰ - ۱۵۸۰۰۰ \times ۳۰۰}{۷(۵۹۰۰ -) - ۱۵۸۰۰۰ \times ۳۰} = ۱ \hat{=}$$

$$۷,۱۸۸۷ - = \frac{۹۰۰۰ -}{۱۷۵۹۰} =$$

$$\frac{(۵۹۰۰ - \times ۳۰۰) - ۳۰ \times ۷۵۰۰}{۷(۵۹۰۰ -) - ۱۵۸۰۰۰ \times ۳۰} = ۲ \hat{=}$$

$$۰,۱۴۳ = \frac{۱۸۰}{۱۷۵۹۰} =$$

$$\overline{۲} \hat{=} ۲ \hat{=} - ۱ \hat{=} ۱ \hat{=} - \hat{=} = \hat{=}$$

$$(۸۰۰ \times ۰,۱۴۳) - (۷ \times ۷,۱۸۸۷) - ۸۰ = ۱۱۱,۶۹ =$$

$$\frac{(۷۵۰۰ \times ۰,۱۴۳) + ۳۰۰ - \times ۷,۱۸۸۷}{۳۴۵۰} = ۲ \hat{=} ۱ \hat{=} - ۲ \hat{=}$$

$$۰,۸۹۴ =$$

$$۲۳ \hat{=} = (۲ \hat{=}) \text{ع} \quad ۱ \hat{=} = (۱ \hat{=}) \text{ع} \quad ۲ \hat{=} = (۲ \hat{=}) \text{ع}$$

$$۲ \hat{=} - ۰,۱۴ + ۱ \hat{=} ۷,۱۹ - ۱۱۱,۷ = \hat{=}$$

$$(۰,۱)$$

$$(۲ \hat{=})$$

$$(۲۳ \hat{=})$$

$$۱,۲۸$$

$$۲,۸ -$$

$$۱,۷۵ = \hat{=}$$

$$۰,۸۹۴ = ۲ \hat{=}$$

$$۲,۳۶۵ = ۰,۲۵ =$$

ومعنى ذلك أن التغير من ١ ص ٢ قد قسرا ٨٦% من التغيرات الكلية للتغير ص. وقد تمت بحسبة ٢ ص ١ و ١ ص ٢ وهم بحسبة ٢ ص ١

رابعا - تميم لتوزيع الانحدار الخطي

تكون معادلة توزيع الانحدار الخطي الذي يحتوى على (ط) من التغيرات المقصود هي :

$$ص = ب + ب١ ص١ + ب٢ ص٢ + + ب١٠ ص١٠ + ق$$

ويحتوى أيضا على (ط + ١) من المعالم المطلوب تقديرها. ومن الطبيعي أن المعادلات الاسمية سيكون عددها (ط + ١) ، والجاهل فيها هي المعالم ب ، ب١ ، ب٢ ، ب١٠ ، والحدود الملوحة هي مجاميع المربعات ومجاميع حواصل التغيرات في المعادلة الهيكلية . والصورة الاسمية لتوزيع الانحدار الخطي تختلف من المعادلة الهيكلية السابقة من حيث عدم وجود التغير العشوائي وأن تقديرات المعالم (٥) تحتل محل المعالم الهيكلية. وهذه الصورة هي :

$$ص = ق + ق١ ص١ + ق٢ ص٢ + + ق١٠ ص١٠$$

طما بأن هذه الصورة ليست معادلة الانحدار المقصود حيث أن (ص) تظهر بغير القيمة الفعلية وليس قيم الانحدار المقصود .

وللحصول على المعادلات الاسمية ، نتمم الاسلوب الآتي :
يمكن الحصول على المعادلة الثالثة من هذه المعادلات بغير الصورة الاسمية السابقة السابقة بالتغير من ١ ص ٢ ثم التجميع لجميع معا هذه المعينة . أي أن :

- (١) $ص١ ص١ = ق١ ص١ + ق٢ ص٢ + + ق١٠ ص١٠ + ق١ ص١$
- (٢) $ص٢ ص١ = ق٢ ص١ + ق٣ ص٢ + + ق١٠ ص١٠ + ق٢ ص٢$

فيكون متوسط التكاليف الكلية بالصيغة:

$$\frac{م}{س} = \frac{ب}{س} + ب١ - ب٢ س + ب٣ س٢$$

وكذلك دالة الطلب ذات العروات الممرية والدخلية الثابتة يمكن تمثيلها بالمعادلة:

$$ك = ب ع١٣ \cdot ي٢٣ \cdot ف٣$$

حيث ك = الكمية المطلوبة من سلعة ما

ع = سعر السلعة

ي = دخل المستهلك

$$\text{وتكون } ب١ = م ع = \frac{ك ك}{ك ع} \cdot \frac{ع}{ك} = \text{ مرونة الطلب السعرية}$$

$$ب٢ = م ي = \frac{ك ك}{ك ي} \cdot \frac{ي}{ك} = \text{ مرونة الطلب الدخلية}$$

مثال:

فيما يلي بيانات سنوية للمنتج من إحدى الصناعات والتكاليف الكلية بمعدلها
باسمار عناصر الانتاج:

المعاهدة	التكاليف الكلية (ج)	المنتج (س)	س ^١ (بالآلاف)	س ^٢ (بالملايين)
١	١٠٠٠٠	١٠٠	١٠	١
٢	٢٨٦٠٠	٣٠٠	١٠	٢٧
٣	١٩٥٠٠	٢٠٠	٤٠	٨
٤	٣٢٩٠٠	٤٠٠	١٦٠	٦٤
٥	٥٢٤٠٠	٦٠٠	٣٦٠	٢١٦
٦	٤٢٤٠٠	٥٠٠	٢٥٠	١٢٥
٧	٦٢٩٠٠	٧٠٠	٤٩٠	٣٤٣
٨	٨٦٣٠٠	٩٠٠	٨١٠	٧٢٩
٩	٧٤١٠٠	٨٠٠	٦٤٠	٥١٢
١٠	١٠٠٠٠٠	١٠٠٠	١٠٠٠	١٠٠٠
١١	١٣٣٩٠٠	١٢٠٠	١٤٤٠	١٧٧٨
١٢	١١٥٧٠٠	١١٠٠	١٢١٠	١٣٣١
١٣	١٥٤٨٠٠	١٣٠٠	١٦٩٠	٢١١٧
١٤	١٧٨٧٠٠	١٤٠٠	١٩٦٠	٢٧٤٤
١٥	٢٠٣١٠٠	١٥٠٠	٢٢٥٠	٣٣٧٥

وبغرض أن دالة التكاليف كثيرة حدود من الدرجة الثالثة بالصورة :

$$س = ب + ج + د + هـ + ز + ح + ط + ق$$

وحساب كل من س^١ ، س^٢ ، واستخدام طريقة المبيعات العنقري المادية
نحصل على النتائج الآتية :

$$س = ب + ج + د + هـ + ز + ح + ط + ق$$

$$= ٢٤٣٤ + ٨٥٧ س - ٠.٣ س^٢ + ٠.٠٠٤ س^٣$$

$$(١٣٦٨) \quad (٧,١٧) \quad (٠,١) \quad (٠,٠٠٠٠)$$

$$ر = ٠.٩٩٩$$

الفصل الخامس

بعض مشاكل القياس

أولاً - الارتباط الذاتي للجوانب Autocorrelation

(١) تعريف معنى الاستقلال السلطى

من بين فروع طريقة المربعات الصغرى المعاداة استقلال المتغير العشوائى (ق) زمنياً ، بمعنى استقلال قيمة ق في فترة زمنية معينة عن قيمتها في فترة زمنية سابقة ، أى أن تغاير ق_ر ، في ط يساوى الصفر

$$\text{تغاير (ق ر ق ط) = ت [(ق ر - ت (ق ر)) [(ق ط - ت (ق ط))]$$

$$\text{= ت (ق ر ق ط) = ت (ق ر) ت (ق ط) = صفر}$$

$r \neq \text{ط}$

حيث أنه حسب أحد الفروض الأخرى للمربعات الصغرى

$$\text{أن ت (ق ر) = ت (ق ط) = صفر}$$

وإذا لم يتحقق شرط الاستقلال أى إذا ارتبطت قيمة (ق) في فترة معينة بالقيمة أو القيم السابقة لها ، فعنى ذلك وجود الارتباط الذاتى autocorrelation أو الارتباط السلطى Serial Correlation للمتغير العشوائى .

والارتباط الذاتى حالة خاصة من الارتباط ، أنه يقيس لنفسنا

درجة العلاقة بين القيم المتتالية لنفس المتغير ، وليس بين متغيرين مختلفين أو أكثر .

وستعرض هنا الى الحالة البسيطة ، حالة العلاقة الخطية بين
أي قيتين متتاليتين من قيم Q .

$$Q = Q_1 + Q_2$$

وتعرف هذه العلاقة بأنها انحدار ذاتي autoregressive
من الدرجة الأولى ، وسنبدأ التحليل بصيغة العلاقة البسيطة بين المتغيرات
المعشوائية ، ومعنى آخر سنبدأ بمعامل الارتباط الذاتي البسيط $r_{Q_1 Q_2}$.
كحالة خاصة لمعامل الارتباط البسيط $r_{Q_1 Q_2}$. والمعاملان يتشابهان من
حيث أن كليهما لا يناسب العلاقات غير الخطية ، وأن $r_{Q_1 Q_2}$ لا يكون
مناسبا أيضا اذا ما كانت العلاقة بين قيم مثلها انحدار ذاتي بدرجة أعلى من
الأولى .
والطريقة المستخدمة في بحوث الاعتماد القياسي التطبيقية
للتعرف على الارتباط الذاتي هي توقيت نقط بواقي الانحدار (Q_1) مع الزمن .
فإذا أخذت هذه البواقي شكلا منتظما كالاسنان أو كالمزرات أكد ذلك وجود
الارتباط الذاتي لبواقي الدالة .

وتحدد اشارة معامل الارتباط الذاتي حسب تغير اشارة
قيم البواقي ، فإذا تغيرت اشارة القيم المتتالية باستمرار ف يأخذ التفسير
التاريخي لكل الاسنان كان الارتباط سالباً ، والعكس اذا حدث التفسير
بأن يتلو عدد من القيم للوجود عدداً آخر من القيم السالبة ، كان الارتباط
موجباً .

ويقاس الارتباط الذاتي المحلى من الدرجة الأولى بمعامل

الارتباط الذاتي :

$$r_{Q_1 Q_2} = \frac{\sum_{i=1}^n (Q_i - \bar{Q})(Q_{i+1} - \bar{Q})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (Q_i - \bar{Q})^2 \sum_{i=1}^n (Q_{i+1} - \bar{Q})^2}}$$

من ناحية أخرى فان معامل الارتباط الذاتي ρ Q_1 Q_2 تنظم المعادلة التالية :

$$\rho = \frac{\text{مج } Q_1 Q_2}{\sqrt{\text{مج } Q_1^2 \cdot \text{مج } Q_2^2}}$$

ولما كانت مج Q_1 تقترب من مج Q_2 في حالة العينات الكبيرة فان :

$$\rho \approx \frac{\text{مج } Q_1 Q_2}{\sqrt{\text{مج } Q_1^2 \cdot \text{مج } Q_2^2}} = \frac{\text{مج } Q_1 Q_2}{\text{مج } Q_1^2}$$

ومن ذلك يتضح أن ρ تقترب من $\hat{\rho}$ ولذا فان نموذج الانحدار الذاتي البسيط غالبا ما يعبر عنه بالمعادلة :

$$Q_1 = \rho Q_2 + \epsilon_1$$

ومن الواضح أنه اذا كانت $\rho = 0$ فان $Q_1 = \epsilon_1$ بمعنى أن Q_1 غير مرتبطة ذاتيا مادامت ϵ_1 غير مرتبطة ذاتيا حسب الفرض السابق .

(٣) مصادر الارتباط الذاتي :

يمكن ملاحظة الارتباط الذاتي بين قيم المتغير العشوائى و

لعدة اسباب تلخص في الآتى :

١ - أنغال بعض المتغيرات المفصورة .

من المعروف أن أغلب المتغيرات الاقتصادية يرجع وجود الارتباط الذاتي بينها . فاذا أطلقنا أحد هذه المتغيرات فنجد أنه لا بأس به يمكن أن يفسر في قيمة المتغير العشوائى ϵ_t الذى مترتب عليه ذاتيا . من ناحية

أخرى إذا عمل هذا الحذف العديد من المتغيرات الغيرة (مر) المرتبطة ذاتيا
فانه من المحتل عدم وجود ارتباط ذاتي بين الهوائي ، حيث أن الارتباط الذاتى
بين المتغيرات المحددة قد يكون بالشكل الذى يعرضه البعض:

ب - الصياغة الرياضية الخاطئة للنموذج .

إذا كانت الصيغة الرياضية للنموذج مخالفة للصيغة
الحقيقية للعلاقة ، فان الارتباط الطلى سيكون موجودا بين المتغيرات العشوائية
ق ، والمثال على ذلك اختيارنا الصيغة الخطية بينما تكون العلاقة الحقيقية
بين ص ه ، ص - بها المنحنى .

ج - استخدام الاستكمال بالنسبة لبعض البيانات الاحصائية .

تتضمن أغلب الملائم الزمنية المنشورة بعض البيانات
التي تم استكمالها والحصول عليها بتمهيد منحنياتها ، الامر الذى يحى حصولنا
على متوسط للمتغيرات العشوائية الحقيقية خلال الفترات الزمنية المتعاقبة . ونتيجة
لذلك ترتبط القيم المتعاقبة للمتغير العشوائى ق ببعضها البعض من ثم يظهر
الارتباط الذاتى بينهما .

د - عدم توصيف المتغير العشوائى توصيفا دقيقا .

أن الموامل العشوائية الصرفة كالحروب والعواصف
والاضرابات تستد آثارها الى أكثر من فترة زمنية واحدة . فعلى سبيل المثال ما يفسيه
الاضراب من آثار ضاره على الانتاج تستمر لفترات متتالية . وكذلك ما تحكمه الظروف
الجوية الشاذة على الانتاج الزراعى من انخفاض واضح فى المحصول ، ما يؤثر
على كثير من المتغيرات الاقتصادية الأخرى لفترات زمنية قادمة . مثل هذه الحالات
ستؤدى الى ارتباط قيم المتغير العشوائى سلسليا . ولذا فان افتراضنا بأن ت
(قر ق) = صر يدل على توصيف خاطئ للنمط الحقيقى لمتغيرهم المتفسير
العشوائى ق .

نفسه أن نلت النظر إلى أن الحل الذي منطبق لجميع الارتباط
المسللى في كل حالة من حالات التطبيق القياسى أننا يتوقف على مصدر هذا
الارتباط.

ونخلص من ذلك أن غرض الاستقلال الزمنى لقيم المتغير العشوائى
(ق) لا يتحقق . لهذا في الاعتبار أنه لا يظهر من المتغيرات المفردة في الدالة
سوى ثلاثة أو أربعة متغيرات هامة . ولذا فمن الطبيعى أن المتغيرات المحدودة
تكون سببا في الارتباط الذاتى . وعلى الآخر في حالة استخدامنا للسلاسل
الزمنية . حيث أنه من المؤكد أن بعض المتغيرات المحدودة ستكون مرتبطة
سلسليا مادامنا نجد في الحياة الاقتصادية أن قيمة أى متغير في نقطة زمنية
معينة أننا تتعدد جزئيا بقيمة هذا المتغير في فترة أو فترات سابقة . فالتانسج
في الفترة (و) يتوقف على الناتج في الفترة (و-١) . والدخل الجارى يتوقف
على مستويات الدخل السابقة . وقرارات الاستثمار تتوقف على مستويات الاستثمار
الماضية .

كما أن طرق جمع البيانات وأساليب تجميعها تتجيب في الارتباط
المسللى لكثير من السلاسل الزمنية التجميعية .
وأخيرا استمرار أثر العوامل العشوائية لفترات زمنية مالمه به ρ_{∞}
إلى وجود الارتباط الذاتى .

(٣) تحليل مشكلة الارتباط الذاتى

سنقتصر هنا على النموذج البسيط الذى سبق أن امرنا اليه
وهو أكثر النماذج استخداما في البحوث التطبيقية . ق_١ = م ق_١ + ك_١ حيث
 $|م| > ١$. أن نمط الارتباط الذاتى لجميع قيم ق هو :

$$\begin{aligned} \text{ق}_1 &= \text{د} (\text{ق}_1) = م \text{ق}_1 + \text{ك}_1 \\ \text{ق}_2 &= \text{د} (\text{ق}_2) = م \text{ق}_2 + \text{ك}_2 \\ \text{ق}_3 &= \text{د} (\text{ق}_3) = م \text{ق}_3 + \text{ك}_3 \end{aligned}$$

م = معامل علاقة الارتباط الذاتى ومماوى نقرها معامل الارتباط الذاتى البسيط .
ك = متغير عشوائى بخصائصه المعروفة .

$$\begin{aligned} \text{ق}_2 &= \text{د}(\text{ق}_2) = \rho \text{ق}_2 + \text{ك}_2 \\ &\vdots \\ &\vdots \end{aligned}$$

$$\text{ق}_\text{وسط} = \text{د}(\text{ق}_\text{وسط}) = \rho \text{ق}_\text{وسط} + (1 + \rho) \text{ك}_\text{وسط}$$

ولتعميم المتغير العشوائي في فترة زمنية معينة (و) • نبدأ من علاقة الارتباط الذاتي في الفترة (و) وهي :

$$\text{ق}_\text{و} = \rho \text{ق}_{\text{و}-1} + \text{ك}_\text{و}$$

ثم بالتعميم المستمر لقيم ذات فترات الابطاء :

فالتعميمية $\text{ق}_{\text{و}-1}$ في العلاقة السابقة نحصل على

$$\text{ق}_\text{و} = \rho [\rho \text{ق}_{\text{و}-2} + \text{ك}_{\text{و}-1}] + \text{ك}_\text{و}$$

$$= \rho^2 \text{ق}_{\text{و}-2} + (\rho \text{ك}_{\text{و}-1} + \text{ك}_\text{و})$$

وبالتعميمية $\text{ق}_{\text{و}-2}$ في العلاقة السابقة نحصل على

$$\text{ق}_\text{و} = \rho^2 [\rho \text{ق}_{\text{و}-3} + \text{ك}_{\text{و}-2}] + (\rho \text{ك}_{\text{و}-1} + \text{ك}_\text{و})$$

$$= \rho^3 \text{ق}_{\text{و}-3} + (\rho^2 \text{ك}_{\text{و}-2} + \rho \text{ك}_{\text{و}-1} + \text{ك}_\text{و})$$

وهكذا الفترات زمنية كثيرة نجد أن :

$$\text{ق}_\text{و} = \rho^k \text{ق}_{\text{و}-k} + \rho^{k-1} \text{ك}_{\text{و}-k+1} + \rho^{k-2} \text{ك}_{\text{و}-k+2} + \dots + \text{ك}_\text{و}$$

(طما بأنه إذا زاد ρ الى ما لا نهاية فان الحد $\rho^k \text{ق}_{\text{و}-k}$ سيؤول الى الصفر حيث أن $(|\rho| < 1)$)

ومعنى ذلك أن $\bar{Q} = \frac{\sum Q}{n}$ كوسط

وهذه هي قيمة المتغير العشوائى عندما يكون مرتبطا ذاتيا بعلاقة
انحدار ذاتى من الدرجة الاولى . وخصائص هذا المتغير هي :

١- $\bar{Q} = 0$ صفر (٢- $\bar{Q} = 1$)

$$\bar{Q} = \frac{1}{p-1} \sum Q = \bar{Q}$$

تباين \bar{Q} (٣- $\bar{Q} = p \times \bar{Q} \neq 0$ صفر (٤- $\bar{Q} \neq 0$)

حيث \bar{Q} = متغير عشوائى ، p = معامل الارتباط الذاتى في علاقة الانحدار
الذاتى من الدرجة الاولى . \bar{Q} = $p \times \bar{Q} + 1$ ، \bar{Q}

ومن هذه الخصائص يمكن الوصول الى النتائج التى ستتربط على وجود الارتباط
الذاتى .

(٥) نتائج الارتباط الذاتى .

أ- وجود الارتباط السلبى في المتغير العشوائى يؤثر في قيم المعالم
المقدرة وأخطاءها المياريية . ويتضح ذلك في الحقائق التالية :

١- أن قيم المعالم المقدرة بطريقة المربعات الصغرى المعادة تكون
غير متحييزة احصائيا . بمعنى أن قيمها المتوقعة تساوى القيمة
الحقيقية ، بحرف النظر عما اذا كانت الاخطاء العشوائية مرتبطة
سلبيا .

ب- أن قيم المعالم تكون غير صحيحة . حتى وأن كانت تقديراتها
غير متحييزة . اذ تتضمن قيمة المعامل خطأ الارتباط الذاتى

الذى يتوقف على شكل الارتباط الذاتى بدرجةه .

والمثل التالى يوضح وجود خطأ الارتباط الذاتى :

من المعروف أن العلاقة بين الدخل (س) والاستهلاك (ص) علاقة

موجبه ، ولكن الى جانب هذه العلاقة فان الاستهلاك يتأثر بقيمة الدخل في الفترة
السابقه : اذا زاد الدخل من فترة الى فترة تالية زاد الاستهلاك بأقل من القيمة
المتوقعة من خط الانحدار البسيط $\hat{V} = \beta_0 + \beta_1 S$ الذى يوضح متوسط
العلاقة الموجبه بين ص ، س . والمثل اذا انخفض الدخل في فترة ما فان الاستهلاك
وسا استمر في الزيادة ، أو بقى ثابتا كما هو في الفترة (و-١) ، أو ربما
انخفض ولكن بدرجة أقل مما يشير به خط الانحدار المستقيم ، حيث أن الاستهلاك
ما زال متأثرا بالسوى المرتفع للدخل السابق . وهكذا استمر الارتباط الذاتى
من هذه الداله اذا اضعف متغير الدخل بفترة ابطاء (س و-١) كمتغير مفسر
قائم بذاته ، إذ أن \hat{V}_{t-1} متغير ذاتى ، ارتباطه الذاتي ذاتيا ، \hat{V}_{t-1} ، \hat{V}_{t-2} ، \hat{V}_{t-3} ،
خطأ في تقدير الميل الحدى للاستهلاك ، وان كان البعض يقول أن الخطأ
في \hat{V}_{t-1} هو خطأ التوضيف حيث أنه راجع الى حذف \hat{V}_{t-1} ، ولكن الحقيقة
التي لا تزال قائمه هي أن (ق) ستكون مرتبطة ذاتيا ، وأن قيمة \hat{V}_{t-1} غير صحيحة .

جـ - أن تباين الخطأ العشوائى يكون أقل من حقيقته بشكل ملحوظ
إذا كانت قيم ق مرتبطة ذاتيا ، الامر الذى يكون ملحوظا
بدرجة أكبر في حالة الارتباط الذاتى للموجب وفيها تكون \hat{V}_{t-1}
(ق) أقل بكثير من قيم \hat{V}_{t-1} ، وهذا أن قيم ق تكون اقرب الى
خط الانحدار من قيم ق الى الخط الحقيقى ، ولذا فان تقدير
خطأ يكون أقل بكثير من الحقيقة . أما في حالة الارتباط
الذاتى السالب حيث تتوالى تبادليا قيم ق الموجبه ثم السالبة ،
وكذا قيم ق ، فان \hat{V}_{t-1} يكون اقرب الى الحقيقة .

د - أن تباين المعالم المقدرة بطريقة المربعات الصغرى العادية يكون أقل من حقيقته مع وجود الارتباط الذاتى للهوائى . ومعنى ذلك أن درجة التأويل فى التقدير هـ مع التباين المنخفض هـ ستكون أكبر من الحقيقة .

هـ - أن القيم المتنبأ بها على أساس تقديرات المربعات الصغرى العادية لا تكون بالكفاءة الواجبة نظراً لكبر تباينها إذا ما قورنت بنظيراتها المتحصل عليها من طرق التقدير الأخرى هـ وذلك فى حالة الارتباط قيم الهوائى ذاتياً .

(٥) اختبارات الارتباط الذاتى

تتضمن الاختبارات التقليدية الدقيقة المستخدمة للتعلم على وجود الارتباط الذاتى فى : أ - نسبة فون نيومان هـ ب - اختبار ديرين - واطسن .
 أ - نسبة فون نيومان Von Neumann Ratio

$$\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 / (n-1)}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 / n} = \frac{s^2}{s^2_{\text{متوسط}}}$$

هذه هى النسبة بين تباين العروق الأولى للتفسير هـ تباين س .
 وتطبق نسبة نيومان على قيم السلاسل الشاهدة تغطى التغيرات العشوائية ، أى التغيرات التى لا تكون قيمها المتعاقبة مرتبطة ذاتياً . وفى حالة التفسير العشوائى فى هـ أن قيمة لهست مشاهدة وأنها مقدرة من هوائى المربعات الصغرى العادية (ق) . وللمعيات الكبيرة ن < ٣٠ تكون نسبة نيومان هـ

$$\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 / (n-1)}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 / n} = \frac{s^2}{s^2_{\text{متوسط}}}$$

ويمكن تطبيقه بالطريق هذا بأن $Q = \text{صفر}$. ولكن ما يعاب على هذا التطبيق أن قيم البواقي المرتبطة الصغرى العادية (ق) ليست موزعة توزيعاً مستقلاً حتى وأن كانت قيم المجتمع (ق) موزعة توزيعاً مستقلاً . ولذا فإن هـ هنا الاختبار لا يستخدم لاختبار الارتباط الذاتي القيم في حالة العينات الصغرى $\gamma > 20$.

ب - اختبار ديرين - واطسن Durbin-Watson Test

اقترح ديرين وواطسن اختباراً يكون تطبيقه في حالة العينات الصغرى وأن كان لا يتناسب سوى الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى أى (قو = م قو-١ + ك و) . ويخلص الاختبار في الآتسى :

أن فرض العدم $H_0 = \rho = \text{صفر}$ ، أى أن البواقي غير مرتبطة ذاتياً ، مقابل الفرض البديل $H_1 = \rho \neq \text{صفر}$ ، أى أن البواقي مرتبطة ذاتياً .

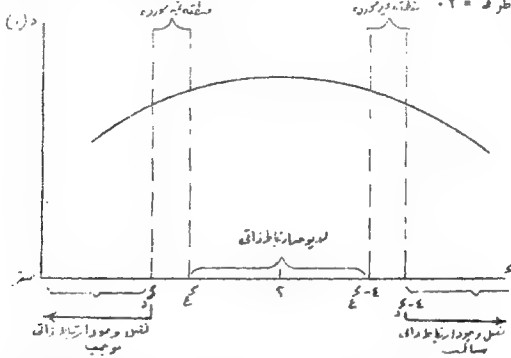
والاختبار فرض العدم نحسب المعلمة :

$$D^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (Q_i - Q_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n Q_i^2}$$

ثم نقارن قيمة ك المعلمة المحسوبة من العينة بالقيمة النظرية (ك) عند درجات حرية ن - ط (حيث ط = العدد الكلى للعالم) . والقيمة النظرية (ك) هي القيمة التى يمكن افتراضها إذا كان فرض العدم صحيحاً . أى حالة عدم وجود الارتباط الذاتى . ولما كان توزيع (ك) غير معلوم فقد اوضح ديرين وواطسن أن هذا التوزيع يتم بين توزيعين : توزيع كور وه قيم الحد الدنيا للمعلمة ك كوتوزيع كج وه القسم العليا لها . وقد ظهرت القيم العليا والدنيا في جداول لدرجات حرية (ن - ط) عند مستوى ثقة ٠.٠٥ و ٠.٠١ و ٠.٠٠١ .

- إذا كان $\hat{m} = 1$ كانت $k = 1$ وكان الارتباط الذاتي تام سالب.
 فإذا كانت $2 < \hat{m}$ كانت هناك درجة من الارتباط الذاتي
 السالب الذي تزيد درجته كلما زادت قيمة \hat{m} .

والرسم البياني التالي يوضح المناطق المخرجة في اختبار ديرين - واطسن، الذي
 ينصح منه أن اختبار العدم (H_0 صفر) يمكن أن يتم بطريقة غير مباشرة من خلال اختبار الفرض
 لمناطق $k = 0.2$ منطقة غير مكررة منطقة غير مكررة



وتتلخص العيوب التي تؤخذ على اختبار ديرين واطسن في الآتي :

(أ) أن المعلمة k ليس بالتراسع المناسب لقياس الارتباط الذاتي
 إذا كان بين المتغيرات المصنفة قيم ذات فترة تأخير
 لتغيرات داخلية.

(ب) عدم إمكانية تحديد وجود أو عدم وجود ارتباط ذاتي إذا
 كانت قيمة k المحسوبة واقعة بين k_0 و k_1 عند اختبار
 الارتباط الذاتي الموجب.

واراء هذه المصيب ، واما مشاكل الحساب البكته للصيغ الأخرى الأكثر
تعميدا ، فنل كثير من الاعتمادين القياسيين تعديل اختبار ديكن وأطسن
ليعبر بالصيغة الآتية : « صواب على التمدل أيضا عدم دقة لاثبوره طسى
مستويات المعنوية في الاختبار الاصلى (ح : ضم = صفر) اذا كانت $k < \chi^2$
نقبل فرض العدم اذا كانت $k > \chi^2$ »

ومعنى ذلك أن منطقة الرضا تفسن قيم $k < \chi^2$ وكذلك قيم $k > \chi^2$.
وهى القيم التى لم يحدد وجود الارتباط ضدها من عدمه في الاختبار بصيغته الاصلية .
(د) أن الاختبار لا يناسب الا للصيغ البسيطة ، فلا يناسب الدرجات
الأولى للارتباط الحسلى أو الصيغ الأخرى كالصيغ غير الخطية .

(٦) معالجة الارتباط الذاتى

تتوقف طريقة المعالجة المقترحة في كل حالة على مصدر الارتباط الذاتى .
فإذا كان المصدر هو أطفال بعض المتغيرات كان من الضرورى إضافة هذه المتغيرات
الى مجموعة المتغيرات المفردة ، والمثل اذا كان المصدر هو التوضيف الخاطى
باستخدام الصيغ الرياضية غير المناسبة كان لزاما أن تلجأ الى الصيغ الصحيحة .
أن أنسب الطرق في حالة وجود الارتباط الذاتى أن نعمل طسى
تحويل البيانات الاصلية الى الصورة التى نتمكن من الحصول على نموذج يكون التفسير
المشواشى فيه خاضع لفروض طريقة السمحات الصغرى . والثالى يمكن استخدام
هذه الطريقة في تقدير المعالم .

نحدد اختبار وجود الارتباط الذاتى يكون أنسب طرق التصحيح
هى الحصول على تقدير ص . ثم تطبق الطريقة المادية للسمحات المفصلى
على مجموعة البيانات المعولة . وتتوقف تحويل البيانات الاصلية على نمط الانحدار الذاتى .

سنستخرج هنا على حالة الارتباط الذاتى من الدرجة الأولى حيث

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \epsilon_i$$

ويكون أنسب تحويل للبيانات هو أن نطرح من المشاهدات الأصلية في كل نقطة نقطة حاصل ضرب \bar{m} في قيمة التغيرات في الفترة السابقة. نسمي استخدام طريقة المعاملات الصغرى للمادة i لتقدير معالم المعادلة المحولة:

$$m_i = p + 1 \cdot m_i + 2 \cdot m_i + \dots + 1000 \cdot m_i + q_i$$

$$\text{حيث } m_i = m_i - \bar{m}$$

$$m_i = m_i - \bar{m} \quad (1)$$

$$n = 1000 + 1000 + 1000$$

$$q_i = q_i - m_i = q_i$$

طما بأن عدد المشاهدات المحولة الداخلة في التقدير سيكون $n-1$ وأن التغير المشواقي q_i من التعريف السابق هو متغير عشوائي غير مرتبط ذاتياً.

(٧) طرق تقدير المعالم في حالة الارتباط الذاتي

أ - طريقة المعاملات القليلة من m

أن الفرغ الغالب لقيمة m في كثير من البحوث التطبيقية هو الواحد الصحيح، وذلك يمكن التحويل المناسب هو الحصول على الفروق الأولى للبيانات الأصلية ثم استخدام طريقة المعاملات الصغرى للمادة i في تقدير معالم المعادلة المحولة.

$$m_i = p + 1 \cdot m_i + 2 \cdot m_i + \dots + 1000 \cdot m_i + q_i$$

$$\text{حيث } m_i = m_i - \bar{m}$$

يمكننا الوصول إلى ذلك من المعادلة الأصلية:

$$m_i = p + 1 \cdot m_i + 2 \cdot m_i + \dots + 1000 \cdot m_i + q_i$$

$$\text{حيث } \text{قو} = \text{م قو} + \text{كو}$$

و ك لها خصائص التغير المشوائي

$$\text{مفرصا} \text{ن } \text{م} = ١$$

$$\text{تكون قو} = \text{قو} + \text{كو}$$

$$\text{أو قو} - \text{قو} = \text{كو}$$

وبالحصول على المعادلة الاصلية في فترة سابقة ثم ضربها في م فان :

$$\text{م م قو} = \text{م م} + \text{م م} + \text{م قو}$$

$$\text{أو م م قو} = \text{م} + \text{م م} + \text{قو} + \text{قو} \text{ حيث } \text{م} = ١$$

نطرح هذه المعادلة من المعادلة الاصلية فان :

$$(\text{م م} - \text{م م}) = (\text{م} - \text{م م}) + (\text{قو} - \text{قو})$$

$$\text{حيث قو} - \text{قو} = \text{كو} \text{ وهو مستقل سلسليا حسب الفرض .}$$

ومن الملاحظ ضد حساب الدالة ان الثابت قد حذف منها ، والا فان

الثابت الذي يظهر في الدالة انما يعنى أين الزمن . يظهر ضمنا فيها كتغير بصر .
بطبيعة الحال فليس هناك خطأ من اضافة الزمن الى الدالة . فالزمن يعنى أن التغير
التابع أخذ في النمو . ولا شك أنه اذا تحقق هذا الفرض بالنسبة للظاهرة موضع
الدراسة فان طريقة الفروق الاولى تكون هي أنسب الطرق المستخدمة .

ومن الواضح أنه اذا كانت $\text{م} = ١$ ، وأخذت الفروق الاولى للمتغيرات ،

أدى ذلك الى تسهيل كبير في العمليات الحسابية . ولعل هذا هو سبب تفضيل
كثير من الباحثين لطريقة الفروق الاولى أيضا . وجد الارتباط الذاتي في المعادلة
الاصلية . هذا وأن كانت قيمة م تقع في الحقيقة بين الصفر والواحد الصحيح . ولا

يفوتنا أن نذكر بأن $\text{م} = ١$ يختلف تماما مع أحصاء فرنونيم الانحدار الخطي أن
 $\text{م} = \text{صفر}$.

مثال : قيمت داله الطلب على اللحم خلال السنوات ١٩٤١-١٩٢٢ حيث

س ١ = سعر التجزئة ، س ٢ = احتهلاك الفرد ، س ٣ = دخل الفرد .

وباستخدام البيانات الاصلية كانت الداله هي :

$$س ١ = ٢٢,٨٧٣٠ - ٠,٣٨٢٦٥ س ٢ + ٠,٤١٥١٤ س ٣$$

$$(٠,٨٠٣٧٧) \quad (٠,٠٦٠٢٤) \quad (٠,٠٨٠٣٧)$$

وعندما قيمت الداله باستخدام الفرق الاولي لبيانات المتغيرات حيث

$$س ٤ = ١ س ١ + ٥ س ٢ = ٢ س ٣ + ٦ س ٤$$

أمكن الحصول على المعادلة الآتية :

$$س ٤ = ٠,٣٨٢٥ - ٠,٤٨٩٩ س ٥ + ٠,٤١٧٢ س ٦$$

$$(٠,٢٠٥٤) \quad (٠,٠٣٤٤) \quad (٠,٠٣٣٩)$$

والجدول التالي يبين بيانات كل من ق ١٩٢٠ و ق ١٩٤١

السنة	ق ١٩٢٠	ق ١٩٤١	السنة	ق ١٩٢٠	ق ١٩٤١
١٩٢٢	٢,٣	-	١٩٢٢	٠,٣	-
٢٣	٠,٣	٠,٨	٢٣	٠,٣	٠,٨
٢٤	٠,٣	٠,٨	٢٤	٠,٣	٠,٨
٢٥	٢,٣	١,٦	٢٥	٢,٣	١,٦
٢٦	٢,٣	١,٦	٢٦	٢,٣	١,٦
٢٧	٢,٣	١,٦	٢٧	٢,٣	١,٦
٢٨	١,٦	١,٦	٢٨	١,٦	١,٦
٢٩	٠,٣	٠,٧	٢٩	٠,٣	٠,٧
٣٠	٢,٣	١,٦	٣٠	٢,٣	١,٦
١٩٣١	٣,٦	٠,٨	١٩٣١	٣,٦	٠,٨

وقد استخدمت المعادلة التالية

$$\frac{\text{مجم (ق}^2 - \text{ق}^2_1)}{\text{مجم ق}^2_1} \cdot \frac{1}{n-1}$$

في

حساب نسبة نيومان وكانت قيمتها في الحالة الاولى ٢٧٦٤٦٤ ر. ٠ وفي الحالة الثانية ١٧٣٩٥ ر. ٠

وبالرجوع الى جدول القيم النظرية للنسبة عند مستوى ٠.٠٥ ودرجات الحرية ١٧ في الحالة الاولى ، ١٦ في الحالة الثانية ، نجد أن قيمة النسبة المحسوبة أولا كانت أقل من القيمة الحرجة ١٣.٢٥٣ ، مما يدل على وجود ارتباط ذاتي موجب . أما في الحالة الثانية ، التي استخدمت فيها الفروق الاولى ، فنجد أن النسبة المحسوبة تقع بين القيمتين الحرجتين ١٣.٠١٠ و ٢١.٥٧٧ ، مما يدل على عدم وجود ارتباط ذاتي .

ب - طريقة ديبرين لتقدير ρ

أقترح ديبرين الطريقة التالية لتقدير ρ ، وهي الطريقة التي تم في خطوتين ويمكن تطبيقها لأي درجة من الانحدار الذاتي . إذا فرضنا أن المعادلة الأصلية هي :

$$ص_0 = ب + ب_1 ص_1 + ب_2 ص_2 + \dots + ب_k ص_k + ق_0$$

$$\text{حيث } ق_0 = د (ق_1 - ق_2 + ق_3 - \dots + ق_{2k-1} - ق_{2k})$$

$$\text{وللتبسيط سنحمل } ق_0 = م (ق_1 - ق_2 + ق_3 - \dots + ق_{2k-1} - ق_{2k})$$

الخطوة الاولى : متبداً من التوزيع المعدل :

$$(ص_0 - م (ق_1 - ق_2 + ق_3 - \dots + ق_{2k-1} - ق_{2k})) = ب + ب_1 (ص_1 - م (ق_2 - ق_3 + ق_4 - \dots + ق_{2k-1} - ق_{2k}))$$

$$+ \dots + ب_k (ص_k - م (ق_{2k-1} - ق_{2k})) + (ق_0 - م (ق_1 - ق_2 + ق_3 - \dots + ق_{2k-1} - ق_{2k}))$$

ويمكن إعادة كتابة المعادلة السابقة كالتالى :

$$ص_0 = ب(١ - م) + م ص_{-١} + ص_{-١} - ب ص_{-١} م + ص_{-١}(١ - م) +$$

$$٠٠٠ + ب ط ص_٠ - ب ط م ص_٠ (١ - م) + ك_٠$$

$$\text{نضع } ب(١ - م) = أ_١$$

$$أ_١ = ب$$

$$\text{وهكذا } أ_١ = م ب$$

فانه يمكن كتابة المعادلة السابقة كالتالى :

$$ص_٠ = أ_١ + م ص_{-١} + أ_١ + ص_{-١} + أ_١ + ص_{-١}(١ - م) + ٠٠٠ + ك_٠$$

وباستخدام طريقة الرتب الصغرى لتقدير معالم هذه المعادلة فاننا

نحصل على تقدير $م$ ، أى $\hat{م}$ ، وهو معامل المتغير $ص_{-١}$.

الخطوة الثانية : نستخدم تقدير $م$ أى $\hat{م}$ فى الحصول على المتغيرات المحولة :

$$(ص_٠ - \hat{م} ص_{-١}) = ص_٠^*$$

$$(ص_{-١} - \hat{م} ص_{-٢}) = ص_{-١}^*$$

$$\vdots$$

$$(ص_٠ - \hat{م} ص_٠) = ص_٠^*$$

وهذه المتغيرات هى التى نستخدمها لتقدير المعالم فى المعادلة الاصلية

وهيها :

$$ص_٠^* = ب + ب_١ ص_١^* + ٠٠٠ + ب_٢ ص_٢^* + ك_٠$$

وتوصلنا طريقة ديهين الى تدويرك ذات خصائص عليها كما تتميز
بتكاملها لجميع أحجام العينات - كما يمكن تطبيقها أيضا للترتيب الأدنى

(أ) الخلاصة

وفيما يلي ملخص لما سبق ذكره عن الارتباط الذاتي .

١ - يعرف الارتباط الذاتي أو السلسلي بأنه التبعيه الذاتية
للقيم المتتالية للخطأ المعطى ق .

٢ - يقاس الارتباط الذاتي بمعامل الارتباط الذاتي :

وللمعينة البسيطة من الانتداز الذاتي من الدرجة الأولى حيث

$$ق_١ = ق_٢ = ق_٣ = \dots$$

فإن معامل الارتباط الذاتي هو :

$$مع ق_١ - ق_٢ = ق_٢ - ق_٣ = \dots$$

٢ - وفي هذه الحالة البسيطة - الدرجة الأولى - فـ

أكبر اختبار هو اختبار ديهين - وأصله يعرف كالآتي :

$$D = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (ق_i - ق_{i+1})^2}{\sum_{i=1}^n ق_i^2}$$

١ - الارتباط الذاتي من أهم مشاكل بيانات السلاسل الزمنية .

والارتباط الذاتي موجب في أغلب العلاقات الاقتصادية بسبب التمسك الاقتصادى ودواء
الاهمال . ولا يتواجد الارتباط الذاتي في حالة بيانات القطاع المستقره الا اذا كانت
المعينة غير عشوائية . حيث أن هذه البيانات تجمع في نقطة زمنية معينة . ولذا فـ
التبعيه الزمنية غير قائمه في بيانات المعينات العشوائية التي تمثل القطاع المستقره .

٥ - أن أهم مصادر الارتباط الذاتي هي :

- أ - أفعال بعض المتغيرات الهامة
- ب - خطأ المعايير الرياضية للمعادلة
- ج - أخطاء المتغيرات المجمعة
- د - خطأ توصيف سلوك المتفسير
- المشوائي ق .

٦ - تلخيص نتائج وجود الارتباط الذاتي في الآتسى :

- أ - خطأ قيم المعالم عددياً ، وأن كانت غير متحيزة احتمائياً ، لاحتوائها على خطأ تظهر أهميته في المعينات الصغيرة ، حيث تؤثر بوضوح القيمة الأولى للتفسير المعين على القيم التالية .
- ب - ظهور تباین التغير العشوائي بتقدير أقل من الحقيقة . وتظهر أهمية ذلك في حالة الارتباط الذاتى الموجب .
- ج - قبول بعض المتغيرات المفسرة لمعنويتها نظراً لصغر تباین تقديرات معالمها في حين أنها غير معنوية .
- د - أن هذه التباينات ليست هي الا حسن اذا ما قورنت بغيرها عند استخدام طرق القياس الاخرى .
- هـ - عدم كفاية القيم المتبا بها من تقديرات أمكن الحصول عليها من طريقة المربعات الصغرى المطبقة في نموذج متغيرات العشوائية مرتبطة ذاتياً .

٧ - معالجة الارتباط الذاتى وفقاً لمصدر الخطأ فان كان سبب

أحد المصادر الثلاثة الاولى كان لازماً أن نخفف المتغيرات الهامة التى أغفلت ، وأن نصح المعينه الرياضية ، وأن نحسن من مستوى دقة البيانات . أما أن كان الارتباط الذاتى مصدره سوء توصيف التغير العشوائي كان الحل الانسب هو الحصول على تقديرات بأحدى الطرق السابق شرحها ، ثم تحويل البيانات الاعلى ، واستخدام طريقة المربعات الصغرى للدالة المحولة . وتعتبر طريقة ديكن هي أنسب الطرق للحصول على تقدير مبرم .

مثال - الجدول التالي يوضح بيانات الواردات والناجم النفسى الاجمالى بالطين جنيه

السنة	الواردات (مصر)	الناجم النفسى (مصر)	الواردات المتعددة مصر	المطابق (قوى - قوى)	قوى - قوى
١٩٥٠	٢٧٤٨	٢١٧٧٧	٣٦٢٦	١٢٢	-
٥١	٤٠١٠	٢٢٤١٨	٢٨٠٥	٢٠٥	٨٢
٥٢	٢٧١١	٢٢٣٠٨	٢٧٧٤	٦٢	٢٦٨
٥٣	٤٠٠٤	٢٢٣١٩	٤٠٥٢	٥٢	١٠
٥٤	٤١٥١	٢٤١٨٠	٤٢٦٨	١٤٧	١٤
٥٥	٤٥٦٩	٢٤٨١٣	٤٤٩٧	٧٢	٢١٩
٥٦	٤٥٨٢	٢٥٣١٠	٤٦١٣	٢١	١٠٣
٥٧	٤٦٩٧	٢٥٧٩٩	٤٧٥٠	٥٢	٢٢
٥٨	٤٧٥٣	٢٥٨٨٦	٤٧٧٤	٢١	٢٢
٥٩	٥٠٦٢	٢٦٨٦٨	٥٠٤٩	١٢	٢٤
٦٠	٥٦٦٩	٢٨١٣٤	٥٤٠٣	٢٦٦	٢٥٣
٦١	٥٦٦٨	٢٩٠٩١	٥٦٧٠	٤٢	٢٠٨
٦٢	٥٧٣٦	٢٩٤٥٠	٥٧٧١	٢٥	٧
٦٣	٥٩٤٦	٣٠٧٠٥	٦١٢١	١٧٥	١٤٠
٦٤	٦٥٠١	٣٢٣٧٢	٦٥٨٧	٦٨	٨٩
٦٥	٦٥٤٩	٣٢١٥٢	٦٨٠٥	٢٥٦	١٧٠
٦٦	٦٧٠٥	٣٢٧٦٤	٦٩٧٦	٢٧١	١٥
٦٧	٧١٠٤	٣٤٤١١	٧١٥٧	٥٢	٢١٨
٦٨	٧٦٠٩	٣٥٤٢٩	٧٤٤٢	١٦٢	٢٢٠
٦٩	٨١٠٠	٣٦٢٠٠	٧٦٥٧	٤٤٢	٢٧٦

واستخدام طريقة المبيعات المصنوية العادية ثانياً نحصل على دالة الواردات الآتية:

$$\text{مصارف} = ٢٤٦١ + ٠,٢٨ \text{ مصر} \\ (٢٥٠) \quad (٠,٢٠١)$$

$$\text{وكان مج قى} = ٥٧٣٠,٦٩$$

$$\text{مج (قوى - قى)} = ٥٣٧١٩٢$$

وخطبى اختبار ديهين واطمن فان :

$$k = \frac{\text{مجم (قار - قار)}^2}{\text{مجم قار}} = \frac{٥٣٧١٩٢}{٥٧٣٠٦٩} = ٠.٩٣٧$$

بالرجوع للجداول النظرية عند مستوى ثقة ٠.٠٥ وعدد مشاهدات = ٢٠ وصغير مستقل واحد ، فان $k = ٠.٩٢٠$ ك ٠.٩١١ ولما كانت $k >$ ك من الواضح وجود ارتباط ذاتى موجب في دالة الواردات ، وخطبى طريقة ديهين تجد أن :

$$\begin{aligned} \text{م} &= \text{م}١ + \text{م}٢ + \text{م}٣ + \text{م}٤ \\ \text{م}١ &= ١١٠٢,٦٧ + ٠,٦٤٧٥ - \text{م}٢ + ٠,٣٩٠٢ - \text{م}٣ - ٠,٢٣٤٥ - \text{م}٤ \\ (٦٩٢,٨) & \quad (٠,٢٩) \quad (٠,١٠) \quad (٠,١٣) \end{aligned}$$

تكون قيمة $\chi^2 = ٠,٦٤٧٥$ ونستخدمها في الحصول على البيانات المحولة :

$$\begin{aligned} \text{م}١ &= (\text{م}١ - \text{م}٢ - \text{م}٣) + \text{م}٤ - ٠,٦٤٧٥ - \text{م}٢ \\ \text{م}٢ &= (\text{م}١ - \text{م}٢ - \text{م}٣) + \text{م}٤ - ٠,٦٤٧٥ - \text{م}١ \end{aligned}$$

واستخدام طريقة السمات العنصرى المعاداة للبيانات المحولة كانت النتيجة :

$$\begin{aligned} \text{م}١ &= ٣٧٢,١٨ + ٠,٢٢٨ - \text{م}٢ \\ (٢٢٣,٠) & \quad (٠,٢) \end{aligned}$$

$$٠,٨٧٢ = \text{م}٢$$

$$٢,١١ = \text{م}٣$$

ونلاحظ أن قيمة (ك) اقترنت من القيمة العرجة (٢) التى تعنى عدم وجود الارتباط الذاتى .

النسبة ، فان أثر احدها على الاستهلاك قد ينسب خطأ الى التغير الآخر .
ولذا فان آثار هذه التغيرات على الاستهلاك لا يمكن الوصول اليها نظرا
للاشواطئ القوي بها بينهما .

(٢) اسباب الازدواج العكسي

يظهر الازدواج العكسي لعدة اسباب أهمها :

أ - ميل التغيرات الاقتصادية للتحرك معا مع مرور الزمن ، وعلى سبيل المثال
ما نلاحظه من نمو التغيرات الاقتصادية الاساسية في أوقات التضخم ، أو فترات
النمو الاقتصادي السريع ، وأن كان بعضها يظهر بفترات تأخير ، فالدخل
والاستهلاك ، والادخار ، والاستثمار ، والأسعار ، والمال كلها
تغيرات تزيد قوتها في فترات النمو الاقتصادي وتتغير في فترات الركود .
وهو ما يدل على الاتجاه العام في السلاسل الزمنية هي من أهم اسباب الازدواج العكسي .

ب - استخدام بعض التغيرات المفسرة بفترات تأخير كتغيرات مستقلة
في العلاقة . لا شك أن النماذج التي بها نوزع لفترات التأخير قد أعطت
نتائج مرضية في مجال الاقتصاد القياسي التطبيقي . وفي حال الاستهلاك
نجد الدخل في الفترة الحالية والسابقة ضمن التغيرات المفسرة ، وكذلك
الحال في دوال الاستثمار . نجد نوزع فترات التأخير للنشاط الاقتصادي
في الماضي قد أضفت كتغيرات مستقلة . ومن الطبيعي أن القيم المتأخرة
لتغير معين يمكن بينها ارتباط ، فالدخل في الفترة الحالية يتحدد جزئيا
عن طريق نفسه في الفترة السابقة وهكذا . ولذا فان الازدواج العكسي غالبا
ما يمكن وجوده مؤكدا في نتائج فترات التأخير .

ج - جدير أن نتذكر هنا أن الازدواج العكسي وإن كان اتصالا
أكثر ما يكون بالسلاسل الزمنية ، إلا أنه يظهر ايضا في بيانات القطاعات
المتفرعة . فزمنه قطاع مستمر لمنتجات القطاعات التحولية تبعه أن العميل

والمدخلات الرأسالية بينها ارتباط قوى ، حيث أن المنشآت الكبيرة يوجد بها كميات كبيرة من التغيرات ، بينما المنشآت الصغيرة لا يتوافر بها سوى القليل من العمل ورأس المال .

(٣) نتائج الازدواج الخطسى

إذا كان الارتباط تاما بين التغيرات الصغيرة ، فأنسبه يصعب الحصول على تقديرات المعالم ، الى جانب كبر الاخطاء المعيارية كبرا لانهايا . فإذا فرضنا ان العلاقة المطلوب قياسها هي :

$$ص = ب + ١٠ ص١ + ٢٠ ص٢ + ٣٠ ص٣$$

وكانت العلاقة بين ص١ و ص٢ هي ص١ = ٢ ص٢ ، حيث وثابته .
فاننا نجد أن :

$$\frac{ص١}{ص٢} = \frac{١}{٢} = \frac{١}{٢} (ب + ١٠ ص١ + ٢٠ ص٢ + ٣٠ ص٣) - (ب + ١٠ ص١ + ٢٠ ص٢ + ٣٠ ص٣) = ١$$

$$\frac{ص٢}{ص٣} = \frac{١}{٣} = \frac{١}{٣} (ب + ١٠ ص١ + ٢٠ ص٢ + ٣٠ ص٣) - (ب + ١٠ ص١ + ٢٠ ص٢ + ٣٠ ص٣) = ١$$

كما يمكن اثبات أن تباين ص١ = ص٢ = تباين ص٣ = ص٤

وزيادة في الايفاح تأخذ العلاقة الثالثة صها ثلاثة تغيرات صغيرة . إذا فرضنا أن دالة الاختلاف هتسى :

$$ص = ب + ١٠ ص١ + ٢٠ ص٢ + ٣٠ ص٣ + ٤٠ ص٤$$

حيث π = الاشتراك الكلي

π_1 = الدخل في الريف

π_2 = الدخل في الحضر

π_3 = عمدة الدخل

ويمكن أن نتصور أن π_1 في π حيث أن الميل الحدي للاستهلاك

في الحضر أقل منه في الريف ، والمطلوب تحديد معالم الدالة .

إذا فرضنا أن الدخل يتساوى توزيعه في كل من الريف والحضر خلال الفترة

الزمنية للبحث ، أي أن $\pi_1 = \pi_2$ ، تحت هذه الظروف يكون من المتصور

الحصول على تحديد منفصل لكل من π_1 أو π_2 نظرا لتغير π_1 ، π_2 معا .

ويمكن الآن إحلال π_1 محل π_2 لتصبح الدالة بالشكل الآتسي :

$$\pi = \pi_1 + \pi_2 + \pi_3 = \pi_1 + \pi_1 + \pi_3 = 2\pi_1 + \pi_3$$

$$\text{أو } \pi = \pi_1 + (\pi_1 + \pi_3) = \pi_1 + \pi_2 + \pi_3$$

يعني أنه إذا استغنا أحد التغيرين المتباين لمكننا الحصول

على تحديد لمجموع معاملاتها ، وليس تحديد لكل من π_1 ، π_2 على حدة .

أي أننا نحصل على $(\pi_1 + \pi_2)$ ونعذر تغير كل من π_1 ، π_2 .

أما إذا كانت π على درجة من الارتباط أي أن $(\text{معرف } \pi_1 \text{ مع } \pi_2)$ (١)

فإن آثار الارتباط الخطي غير محددة ، كما يتضح ذلك سواء من الدراسات

النظرية أو التطبيقية في الاعتماد القياسي ، وذلك بالنسبة لقيم العالم أو إعطائها

المهارة ، وأن كانت هناك تقطين يلزم إبرازها :

الاستدلال : هي أن تحركات العالم غير متجه أي أن $(\pi_1 \neq \pi_2)$ ، π_1 حق مسح

الارتباط القوي بين التغيرات المتصورة ، فإن خاصية عدم التحيز لتحركات طريقة

السمات المتصورة المعادة لا تتطلب عدم ارتباط التغيرات المتصورة ، والثانية :

هى كبر الخطأ المعياري للتقديرات بقدر ما اذا ما تواجدت حالة الازدواج الخطي في داله ما . وهذه الحقيقة وأن كانت مقبولة من البعض إلا أنها مرفوضة من البعض الآخر . على أساس أن كل من البسط والمقام في صيغة التباين تتأثر بمقدور د تتضمن مجموع حوامل ضرب المتغيرات المقمرة بحيث أن الحجم النهائي لتباين المعامل لا يكون كبيراً .

وبمعنى وجود الازدواج الخطي لداله ما في شكله خطأ التوصيف عندما نرفض تمير ما يبدو وخطوه المعيارى كبيراً مادام حكنا على أهمية التفسيرات المضافه سيتم على أساس الاخطاء المعيارية الى جانب المعايير الأخرى . فعملية سبيل المثال اذا فرضنا أن علاقة ما يكون توصيفها كما افترضها النظرية في الصورة :

$$ص = ب + ١ ص + ٢ ص + ٣ ص + ٤ ص + ٥ ص$$

وفد القياس يبدأ الباحث دراسته بالمعيره البسيطه البدئية وهى :

$$ص = ١ + ٢ ص + ٣ ص + ٤ ص + ٥ ص$$

 ولأن المعيله ١ سيكون بها خطأ توصيف ناتج من اغفال المتغير ٢ ص . ويتحسن التوفيق عادة بإضافة هذا المتغير . حيث أن المعادلة في صورتها الجديدة تتفق والعلاقة الأصلية . ولكن اذا كان هناك ارتباط قوى بين ٢ ص و ٣ ص وكانت معاملها ذات اخطاء معيارية كبيرة . فإن الباحث يميل عادة الى حذف ٢ ص نظراً لكبر الخطأ المعيارى لمعاملها . ولا شك أن حالة الازدواج الخطى تؤدي وتؤدي الى خطأ في توصيف العلاقة بحذف ٢ ص . بالرغم من أهمية هذا المتغير حسب الفرص الأولى .

ومن ناحية أخرى لا تظهر دائماً الاخطاء المعيارية الكبيرة حتى في الدوال التي بين متغيراتها المقمرة ارتباط قوى . ودوال الانتاج مثلا . التي كان معامل الارتباط المتعدد فيها يزيد عن ٩٠ . جاءت تقديرات معاملها على مستوى البامنية المطلقة . بالرغم من أن معاملات الارتباط البسيطة بين المعامل ورأس المال كانت تتراوح بين ٨٠ و ٩٠ . فزأظ دوال كسب ووجلاس كانت معامل المتغيرات فيها اضعاف اخطائها المعيارية ما يؤكدها معنيتها .

(٤) اختبارات الازدواج الخطسى

أ - طريقة فريشر المعدلة

تتوقف آثار الازدواج الخطسى على درجة الارتباط بين المتغيرات المفسره • وعلى درجة الارتباط التمدد • ومن هنا اقترح استخدام الاخطاء المعيارية • ومعاملات الارتباط الجزئية • ومعامل الارتباط التمدد في اختبار الازدواج الخطسى • هذا علما بأن واحدا من هذه المقاييس لا يعتبر مؤشرا كافيا يدل على الازدواج الخطسى حيث أن :-

١ - الاخطاء المعيارية الكبيرة لا تظهر دائما مع حالة الازدواج الخطسى • هذا الى جانب أن هناك اسباب أخرى كثيرة تؤدي الى كبر الاخطاء المعيارية بخلاف الارتباط الخطسى بين المتغيرات المفسره •

٢ - أن الارتباط بين المتغيرات المفسره لا يلزم أن يكون قويا حتى يؤثر على قيم المعالم واخطائها المعيارية • بمعنى أن من المهم على هذه ليست بالقياس المناسب •

٣ - أن معامل الارتباط التمدد قد يكون كبيرا • والنتائج غير دقيقة وغير معنوية • فالاشارات غاطسة والاختلاف المعيارية كبيرة •

ومعنى ذلك أن كل المقاييس السابقة لازمة لاختبار الازدواج الخطسى • ومن هنا اقترحت الطريقة التى تعتمد في جوهرها على طريقة غرانط الحزم لفريشر • وتلخص هذه الطريقة المعدلة في الخطوات التالية :-

١ - الحصول على معادلات الانحدار البسيطة بين المتغير التابع ومع كل من المتغيرات المفسره على حده •

٢ - اختبار النتائج التحصل عليها في ضوء المعايير الاحصائية التالية •

٣ - اختبار المعادله التى تكون نتائجها أكثر قبولاً من بين هذه المعادلات •

٤ - وعلى ذلك إضافة المتغيرات مع اختبار آثارها على المعالم واخطائها

المعيارية ومعامل الارتباط التمدد • فإذا زادت قيمة معامل الارتباط نتيجة إضافة

المتغير الجديد دون أن تتحول أى من المعالم الى معلّم غير مقبوله طبقى
اساس الاجتهادات القبلية ، كان هذا المتغير مفيداً ، وأضيف الى المعادلة
كتغير مفسر . أما اذا لم يطرأ تغيير على قيمة معامل الارتباط ، ولم يؤثّر
المتغير المضاف على قيم المعالم ، حذف هذا المتغير من بين المتغيرات
المفسره . واذا أثر المتغير الجديد على اشارات وقيم المعالم فصارت غير مقبولة
على اساس الاجتهادات النظرية القبلية ، دل ذلك على وجود الازدواج الخطى .
فالمتغير الجديد له اهميته ، ولكن بحسب الارتباط بينه وبين المتغيرات المفسره
الاخرى فلا يمكن اظهار أثره باستخدام طريقة المرحلات الصغرى المعاديه .
كما لا معنى ذلك لضرورة حذفه من المعادلة حتى لا يعل بنا هذا الحذف السى
توصيف خاطئ . ولتصحیح مثل هذا الوضع يمكننا اتباع احدى طرق معالجة
الازدواج الخطى التى سنشرحها فيما بعد .

وتختلف هذه الطريقة عن طريقة فريش . Confluence Analysis.
في أن الاخير تهتم بقياس جميع معادلات الانحدار الممكنة بين المتغيرات الموجودة
في المعادلة بحمل كل متغير على التماكب كتغير تابع يفسره باقي المتغيرات السى
تضاف تدريجياً في التحليل . ومن ذلك يتضح أن تحليل فريش يتطلب الكثير من
الحسابات ما يصعب معه مقارنته النتائج في النهاية .

مثال : في الجدول التالى بيانات عن الاتفاق على الملابس ، والدخل
التصرفى ، والاصول السائلة ، والرقم القياسى لاسعار الملابس ، والرقم القياسى
العام للاسعار ، خلال الفترة من ٥٩ — ١١٦٨ . والمطلوب قياس السلسلة
الطلب على الملابس .

السنة	الانفاق (س)	الدخل التصرفي (س)	الاصول المائنه (س)	الرقم القياسي لاسعار الملابس العام للاسعار (س)	الرقم القياسي العام للاسعار (س)
				١٠٠ = ١٩٦٣	١٠٠ = ١٩٦٣
١٩٥٩	٨٢٤	٨٢٩	١٢٩	٩٢	٩٤
٦٠	٩٦	٨٨٠	٢١٣	٩٣	٩٦
٦١	١٠٤	٩٩٩	٢٥٩	٩٦	٩٧
٦٢	١١٤	١٠٥٣	٢٩٠	٩٤	٩٧
٦٣	١٢٢	١١٢٧	٣٤٠	١٠٠	١٠٠
٦٤	١٤٢	١٣١٠	٤٠٠	١٠١	١٠١
٦٥	١٥٨	١٤٨٢	٤٤٠	١٠٥	١٠٤
٦٦	١٧٩	١٦١٨	٤٩٠	١١٢	١٠٩
٦٧	١٩٣	١٧٤٢	٥١٠	١١٢	١١١
١٩٦٨	٢٠٨	١٨٤٧	٥٣٠	١١٢	١١١

يمكن أن نفترض أن دالة الطلب على الملابس تكون بالصورة التالية
التي تظهر فيها جميع المتغيرات الواردة ببياناتها بالجدول السابق.

$$م = ب + ج + د + هـ + ز + ح + ط + ق$$

وباستخدام طريقة المبيعات المصغرة فإننا نحصل على النتائج الآتية :

$$م = ١٣٥٣ + ٠٠٩٧ س١ - ٠١٩٩ س٢ + ٠١٥٠ س٣ + ٠٣٤٤ س٤ + ٠١٥٠ س٥ + ٠٠٣٠ س٦ - ٠٠١٩ س٧ + ٠٠٠٥ س٨ + ٠٠١٥ س٩$$

$$٠١٩٨ = ٢$$

$$٢٨١٥ = ٢ \quad ٠٣٣ = ٢$$

وتطبيق اختبار تحليل التباين لاختبار المعنوية العام للتوفيق نجد أن :

$$ف (الحسوبة) = \frac{محد \quad / (ط - ١)}{محد \quad / (ن - ط)}$$

$$١٥٠٦ = \frac{٤ / ٢٨٠}{٥ / ٠٠٣٣} =$$

ولما كانت فالنظرية عند مستوى ٠.٠٥ عند درجات حرية ٤ • •
تساوي ٥.٥١٩ • فاننا نرفض فرض العدم • ونقبل الفرض البديل بأن العلاقة
بين الاتفاق على الملابس واتقى التغيرات المفردة علاقة معنوية •
وتؤكد قيم معاملات الارتباط البسيطة بين التغيرات المفردة وجسود
الازدواج الخطي والمعاملات هي :

$$\begin{array}{ccc} & \vdots & \\ & \bullet & \\ & \vdots & \\ \text{مجم} & \text{مجم} & \\ ٠.٩٨٠ = & & ٠.٩٩٣ = \\ & \vdots & \\ \text{مجم} & \text{مجم} & \\ ٠.٩٦٤ = & & ٠.٩٨٢ = \\ & \vdots & \\ \text{مجم} & \text{مجم} & \\ ٠.٩١١ = & & ٠.٩٧٣ = \end{array}$$

وللمبحث عن آثار الازدواج الخطي • تحسب محادلات الانحدار البسيط
بين الاتفاق على الملابس وكل من التغيرات المفردة على حدة وفيما يلي نتايجهم
هذه المعادلات :

$$\hat{C}_1 = \hat{A}_1 + \hat{A}_2 \text{ سم} = -١٢٤ \text{ سم} + ١١٨ \text{ سم} \quad (١) \quad (٠.٣٧) \quad (٠.٠٠٢)$$

$$\hat{C}_2 = \hat{B}_1 + \hat{B}_2 \text{ سم} = -٢٨١ \text{ سم} + ١٦٠ \text{ سم} \quad (٢) \quad (٤.٢٠) \quad (٠.٠٤)$$

ويتضح من هذه النتائج أن الدخل له أهمية في شرح التغيرات في الانفاق على الملابس ، وإضافة من زادت قيمة R^2 قليلا ، وكانت إشارات المعاملات صحيحة ، وأن كان الخطأ المعياري للمعاملات مهم يدل على عدم معنويتهم إلى جانب أن الارتباط القوي بين S و S^2 لم يؤثر على معنوية المعاملات . أما إضافة S^3 (الأصول السائلة) فقد أثرت على تقديرات كل معامل مهم ، مهم نصارت غير مقبولة ، مما يدل على أن الارتباط القوي بين S و S^2 هو الذي أدى إلى ذلك ، ولو أن S^2 لم تتأثر بالرغم من الارتباط القوي بين S و S^2 ، S^3 و S^4 ، ولذا كان من الأفضل حذف S^3 ، وإضافة S^4 تعسفت النتائج إذ زادت R^2 قليلا ، وصارت جميع إشارات المعاملات صحيحة ومعنوية إحصائيا ، وبالرغم من الارتباط القوي بين التغيرات المتفرقة فإن الأخطاء المتفرقة لمعاملاتها ليست كبيرة ، وبغض النظر عن الانحدار بالتغيرات الاربعة ، ذلك النتائج على أن الازدواج الخطي لم يؤثر على كل من S و S^2 ، بينما كانت S^3 غير معنوية ، مما يؤكد ضرورة حذف التغير S^3 ، الأصول السائلة ، وهذا يكون أحسن شكل للدالة هو :

$$S = a + b(S^2) + c(S^4) \quad (1)$$

ب - اختبار فارو - جلور Farrar - Glauber

يتضمن هذا الاختبار الذي ظهر حديثا ثلاثة اختبارات إحصائية لاختبار الازدواج الخطي . والاول هو اختبار G كاي (Chi - Square) للتحقق على وجود الازدواج الخطي في دالة بها العديد من التغيرات المتفرقة . والثاني هو اختبار F (F) لتحديد موضع الارتباط الخطي . والثالث هو اختبار T (T) لتحديد نمط الازدواج الخطي ، بمعنى تعدد التغيرات المتفرقة من هذا الازدواج .

(٥) معالجة الازدواج الخطسى

تتوقف اساليب معالجة الازدواج الخطى • اذا وجد في احدى الدوال • على درجة هذا الازدواج • مدى توفر البيانات • واهمية التغيرات التى تسببت في هذا الازدواج • واخيرا الغرض من قياس الدالة • ويرى البعض ان كان قبول هذه المشكلة أن كان تأثيرها سلبا على تقديرات المعالم • ويقترح البعض الآخر حذف التغيرات غير مسبوقة من الدالة أن ظهر تأثيرها بسبب وجود الازدواج الخطى • اما اذا أثرت هذه المشكلة على بعض المعالم دون البعض الآخر أمكن استخدام المعالم • لم تتأثر في انواع التنبؤ أو صياغة السياسات التى تتطلب المعالم الهيكلية بدقة • هذا وأن كان من السهل الاستفادة من جميع المعالم في الانواع التنبؤية بشرط أن تستمر ظاهرة الازدواج الخطى خلال فترة التنبؤ •

أما اذا كان للازدواج الخطى اثره الواضح على تقديرات معالم التغيرات الهامة فلا بد من اتباع احدى الطرق الآتية للتحجيج :-

١ - استخدام الطرق القياسية التى تعتمد على المعلومات الكمية الخارجية • ومن هذه الطرق : طريقة المربعات الصغرى المقيسده (Restricted) - طريقة الجمع بين بيانات القطاع المستعرض والسلاسل الزمنية • وهى في الواقع حالة خاصة من طريقة المربعات الصغرى المقيسده - أسلوب ديفين لتجميع المربعات الصغرى - طريقة التقدير المختلطة التى اقترحها ثيل وجولد بيرجر • وهى طرق عامه يمكن استخدامها بحرف النظر عن وجود العلاقات الخطية بين التغيرات المقصود •

٢ - زيادة حجم العينة حيث يؤدي ذلك الى تصغير التباينات الكبيرة بين المعالم المقيسه في المعادله • لأن التباينات تتناسب عكسيا مع حجم العينة • ويمكن هذا صحيحا أن كان الازدواج الخطى واجما السسى

ما هـ بينما يهتم التمييز بهيكل النموذج بحرف النظر عن حجم العينة ونوعيتها ومحتوياتها .

وفي كلتا الحالتين هناك علاقات عديدة بين المتغيرات تنم تحد يسد معالم العلاقة بالازدواج الخطي كعدم التمييز يخلق الصعوبات عند التقدير .
من الملاحظ أن توصيف النموذج قد يكون صحيحا هـ ولكن تقدير المعالسم الهيكلية يتأثر بوجود الازدواج الخطي وعدم تمييز النموذج .
وطى سبيل المثال فان دالة الاستهلاك يمكن توصيفها بالعكسل الآتسى من واقع النظرية الاقتصادية ؟

$$م = ب + ج + د + هـ + و + ز$$

حيث م = دخل الفلاحين
ج = دخل غير الفلاحين
ب = الميل الحدى للاستهلاك في قطاع الزراعة .
د = الميل الحدى للاستهلاك في قطاع الحضر .

فالتوصيف صحيح هـ بـ و غالبا ما تكون بـ ز بـ لان الميل الحدى للاستهلاك في الريف أقل منه في الحضر . أما اذا ارتبطت م هـ م بعلاقة ماه كانت م = $\frac{1}{4}$ م خلال فترة البحث فصار من المتعذر قياس الداله بسبب الازدواج الخطسى .

وصفه عامه اذا تغير متغيرين أو أكثر بنفس نمط التغير هـ أمكن اعتبارها وكأنها متغير واحد من وجهة النظر الاحصائية . فمثل هذه البيانات ليس بينها استقلال التغير الذى يمكنه من إبراز أثر كل متغير على حسده .

(٢) الازدواج الخطى وخطاً توصيف المتغيرات (تحيز التوصيف)

يعتبر الازدواج الخطى من أهم معادير خطأ المعالم . ويعمد الباحثون عند بناء النماذج الى حذف المتغيرات من الدوال المختلفة بهدف تجنب نتائج الازدواج الخطى . ولا شك أن هذه الخطوط ستؤدى الى خطأ توصيف النموذج حيث أن حذف المتغيرات سيؤثر على قيم معاملات المتغيرات الباقية . فقد يتجنب الباحث بحذف المتغيرات وجود الازدواج الخطى ، أو عدم التمييز ، ولكنه سيتعرض الى خطأ التوصيف في المعالم .

وستعرض هنا الى نتائج خطأ التوصيف في دالة بسيطه حذف منها متغير ما خطأ . اذا فرضنا أن الدالة الاعلى التى تشرح التغيرات فى صهى :

$$(1) \quad صه = ب_1 مم + ب_2 مم + ق$$

وسواء لجهلنا بالصورة الاعلى للعلاقة أو بسبب الازدواج الخطى يحذف المتغير من من الدالة وتطبق طريقة المربعات الصغرى للمعادله الجديدة :

$$(2) \quad صه = ب_1 مم + ق$$

من الواضح أن ب₁ ستختلف عن ب₁ . وللحصول على الفرق الحقيقى بين المعاملتين نتبع الآتى :

$$أ - باستخدام طريقة المربعات الصغرى في تقدير معالم الدالة الجديدة (٢) التى اخطين توصيفها فاننا نحصل على ب₁ = $\frac{مج مم مم}{مج مم}$$$

ب - وتكون المعادلات الاسمية للنموذج الاملى (١) الصحيح التوصيف هى :

$$\begin{aligned} \text{مجموعه} \text{مجموع} &= \text{ب}_1 \text{مجموع} \text{مجموع}^2 + \text{ب}_2 \text{مجموع} \text{مجموع}^2 \\ \text{مجموع} \text{مجموع} &= \text{ب}_1 \text{مجموع} \text{مجموع} + \text{ب}_2 \text{مجموع} \text{مجموع}^2 \end{aligned}$$

نقصه المعادلة الاولى على مجموع مجموع نحصل على :

$$\frac{\text{مجموع} \text{مجموع}}{\text{مجموع} \text{مجموع}} = \text{ب}_1 + \text{ب}_2$$

ولما كانت $\text{ب}_1 = \frac{\text{مجموع} \text{مجموع}}{\text{مجموع} \text{مجموع}}$ ، وكانت $\frac{\text{مجموع} \text{مجموع}}{\text{مجموع} \text{مجموع}}$ هي ميل انحدار

مجموع على مجموع ، أي المعامل (١) في الدالة : $\text{مجموع} = \text{ب}_1 \text{مجموع}$

وبدل ذلك على أن (ب_1) في المعادلة الجديدة (٢) التي اخطئنا
نوصفها يختلف عن (ب_1) معامل المعادلة (١) الصحيحة التوصيف ، ويكون خطأ
التوصيف هو :

$$(\text{ب}_1 - \text{ب}_1) = (\text{ب}_1) (١)$$

ومن تعريف النموذج الاعلى الصحيح نعلم أن ب_1 هو صفر . ومعنى
ذلك أن $\text{ب}_1 = \text{ب}_1$ إذا كانت $\text{ب}_1 = \text{صفر}$ ، أي إذا كانت $\text{مجموع} = \text{مجموع}$ غير مرتبط
على الإطلاق أي إذا كانا متعامدين . ولكننا لا نتوقع ، في الحقيقة ، وجود
متغيرات متعامدة ، ونفوج اقتصادي نظرا لتشابك المتغيرات الاقتصادية . مما
يدل على أن حذف المتغيرات من الدالة سيوصلنا الى تقديرات متحيزة للمعامل
المتغيرات بالمعادلة .

ويمكن تطبيق ما سبق على الدوال التي بها عديد من المتغيرات المفردة كالتي تظهر في المعادلة التالية:

$$ص = ص_1 + ص_2 + ص_3 + ص_4 + ص_5 + ص_6 + ص_7 + ص_8 + ص_9 + ص_{10} + ص_{11} + ص_{12} + ص_{13} + ص_{14} + ص_{15} + ص_{16} + ص_{17} + ص_{18} + ص_{19} + ص_{20} + ص_{21} + ص_{22} + ص_{23} + ص_{24} + ص_{25} + ص_{26} + ص_{27} + ص_{28} + ص_{29} + ص_{30} + ص_{31} + ص_{32} + ص_{33} + ص_{34} + ص_{35} + ص_{36} + ص_{37} + ص_{38} + ص_{39} + ص_{40} + ص_{41} + ص_{42} + ص_{43} + ص_{44} + ص_{45} + ص_{46} + ص_{47} + ص_{48} + ص_{49} + ص_{50} + ص_{51} + ص_{52} + ص_{53} + ص_{54} + ص_{55} + ص_{56} + ص_{57} + ص_{58} + ص_{59} + ص_{60} + ص_{61} + ص_{62} + ص_{63} + ص_{64} + ص_{65} + ص_{66} + ص_{67} + ص_{68} + ص_{69} + ص_{70} + ص_{71} + ص_{72} + ص_{73} + ص_{74} + ص_{75} + ص_{76} + ص_{77} + ص_{78} + ص_{79} + ص_{80} + ص_{81} + ص_{82} + ص_{83} + ص_{84} + ص_{85} + ص_{86} + ص_{87} + ص_{88} + ص_{89} + ص_{90} + ص_{91} + ص_{92} + ص_{93} + ص_{94} + ص_{95} + ص_{96} + ص_{97} + ص_{98} + ص_{99} + ص_{100}$$

الذي سيكون متجزئاً تحيزاً التحييف بالمقدار :

$$\text{التحيز} = (ص_1 - ص_2) + (ص_2 - ص_3) + (ص_3 - ص_4) + (ص_4 - ص_5) + (ص_5 - ص_6) + (ص_6 - ص_7) + (ص_7 - ص_8) + (ص_8 - ص_9) + (ص_9 - ص_{10}) + (ص_{10} - ص_{11}) + (ص_{11} - ص_{12}) + (ص_{12} - ص_{13}) + (ص_{13} - ص_{14}) + (ص_{14} - ص_{15}) + (ص_{15} - ص_{16}) + (ص_{16} - ص_{17}) + (ص_{17} - ص_{18}) + (ص_{18} - ص_{19}) + (ص_{19} - ص_{20}) + (ص_{20} - ص_{21}) + (ص_{21} - ص_{22}) + (ص_{22} - ص_{23}) + (ص_{23} - ص_{24}) + (ص_{24} - ص_{25}) + (ص_{25} - ص_{26}) + (ص_{26} - ص_{27}) + (ص_{27} - ص_{28}) + (ص_{28} - ص_{29}) + (ص_{29} - ص_{30}) + (ص_{30} - ص_{31}) + (ص_{31} - ص_{32}) + (ص_{32} - ص_{33}) + (ص_{33} - ص_{34}) + (ص_{34} - ص_{35}) + (ص_{35} - ص_{36}) + (ص_{36} - ص_{37}) + (ص_{37} - ص_{38}) + (ص_{38} - ص_{39}) + (ص_{39} - ص_{40}) + (ص_{40} - ص_{41}) + (ص_{41} - ص_{42}) + (ص_{42} - ص_{43}) + (ص_{43} - ص_{44}) + (ص_{44} - ص_{45}) + (ص_{45} - ص_{46}) + (ص_{46} - ص_{47}) + (ص_{47} - ص_{48}) + (ص_{48} - ص_{49}) + (ص_{49} - ص_{50}) + (ص_{50} - ص_{51}) + (ص_{51} - ص_{52}) + (ص_{52} - ص_{53}) + (ص_{53} - ص_{54}) + (ص_{54} - ص_{55}) + (ص_{55} - ص_{56}) + (ص_{56} - ص_{57}) + (ص_{57} - ص_{58}) + (ص_{58} - ص_{59}) + (ص_{59} - ص_{60}) + (ص_{60} - ص_{61}) + (ص_{61} - ص_{62}) + (ص_{62} - ص_{63}) + (ص_{63} - ص_{64}) + (ص_{64} - ص_{65}) + (ص_{65} - ص_{66}) + (ص_{66} - ص_{67}) + (ص_{67} - ص_{68}) + (ص_{68} - ص_{69}) + (ص_{69} - ص_{70}) + (ص_{70} - ص_{71}) + (ص_{71} - ص_{72}) + (ص_{72} - ص_{73}) + (ص_{73} - ص_{74}) + (ص_{74} - ص_{75}) + (ص_{75} - ص_{76}) + (ص_{76} - ص_{77}) + (ص_{77} - ص_{78}) + (ص_{78} - ص_{79}) + (ص_{79} - ص_{80}) + (ص_{80} - ص_{81}) + (ص_{81} - ص_{82}) + (ص_{82} - ص_{83}) + (ص_{83} - ص_{84}) + (ص_{84} - ص_{85}) + (ص_{85} - ص_{86}) + (ص_{86} - ص_{87}) + (ص_{87} - ص_{88}) + (ص_{88} - ص_{89}) + (ص_{89} - ص_{90}) + (ص_{90} - ص_{91}) + (ص_{91} - ص_{92}) + (ص_{92} - ص_{93}) + (ص_{93} - ص_{94}) + (ص_{94} - ص_{95}) + (ص_{95} - ص_{96}) + (ص_{96} - ص_{97}) + (ص_{97} - ص_{98}) + (ص_{98} - ص_{99}) + (ص_{99} - ص_{100})$$

$$ص_1 + ص_2 + ص_3 + ص_4 + ص_5 + ص_6 + ص_7 + ص_8 + ص_9 + ص_{10} + ص_{11} + ص_{12} + ص_{13} + ص_{14} + ص_{15} + ص_{16} + ص_{17} + ص_{18} + ص_{19} + ص_{20} + ص_{21} + ص_{22} + ص_{23} + ص_{24} + ص_{25} + ص_{26} + ص_{27} + ص_{28} + ص_{29} + ص_{30} + ص_{31} + ص_{32} + ص_{33} + ص_{34} + ص_{35} + ص_{36} + ص_{37} + ص_{38} + ص_{39} + ص_{40} + ص_{41} + ص_{42} + ص_{43} + ص_{44} + ص_{45} + ص_{46} + ص_{47} + ص_{48} + ص_{49} + ص_{50} + ص_{51} + ص_{52} + ص_{53} + ص_{54} + ص_{55} + ص_{56} + ص_{57} + ص_{58} + ص_{59} + ص_{60} + ص_{61} + ص_{62} + ص_{63} + ص_{64} + ص_{65} + ص_{66} + ص_{67} + ص_{68} + ص_{69} + ص_{70} + ص_{71} + ص_{72} + ص_{73} + ص_{74} + ص_{75} + ص_{76} + ص_{77} + ص_{78} + ص_{79} + ص_{80} + ص_{81} + ص_{82} + ص_{83} + ص_{84} + ص_{85} + ص_{86} + ص_{87} + ص_{88} + ص_{89} + ص_{90} + ص_{91} + ص_{92} + ص_{93} + ص_{94} + ص_{95} + ص_{96} + ص_{97} + ص_{98} + ص_{99} + ص_{100}$$

$$\text{حيث } ص_1 = \text{معامل انحدار } ص_1 \text{ على } ص_1$$

$$ص_2 = \text{معامل انحدار } ص_2 \text{ على } ص_1$$

وصف عامه فان التحيز الموجود في تقدير احد المعاملات نتيجة حسدى بعدر المتغيرات المفردة، انما يتوقف على معامل المتغيرات الحدودية والملاقات بسبب المتغيرات الموجودة والحدود، فهو مجموع حواصل ضرب معامل المتغيرات الحدودية في معامل معادلات انحدار المتغيرات المفردة الحدودية على المتغيرات المفردة المحدودة.

كما ان عدد المتغيرات المفردة الناجمة له تأثير آخر يتضح في المعادلة
تباين البواقي = مج² / ن - ط = بتقدير أكبر من الحقيقة = وما يتم من ذلك

من أن تكون الأخطاء المعيارية للمعالم أكبر من حقيقتها • ويؤدي ذلك إلى عسدم
دقة تقديرات معالم المتغيرات الموجودة بالمعادله •

ويجدر أن ننبه هنا إلى أن إضافة متغيرات غير مناسبة للداله لا يؤدي إلى
ظهور تحيز في تقديرات المعالم • وأن كان تباین هذه التقديرات سوف لا يكون
دقيقا •

Identification

التحديد

(١) نماذج المعادلات الآتية Simultaneous - equation models.

يحدد بنا قبل الكلام عن مشكلة التمييز أن نعرف باختصار
نماذج المعادلات الآتية في صورتها الهيكلية ، والمختزلة .

إذا كانت العلاقة القائمة بين متغيرين Y و X هي بالصورة
 $Y = D + (M) + (S)$ أيضا ، كان من الضروري أن نعرّف هذه العلاقة
في صورة نموذج تتعدد معادلاته حيث تظهر كل من Y و X كمتغيرات داخلية
إلى جانب متغيرات أخرى مفسرة . ويسمى النموذج في هذه الحالة بنموذج المعادلات
الآتية .

وفيما يلي شرح بسيط للصورتين الهيكلية والمختزلة .

١ - النماذج الهيكلية

النموذج الهيكلى هو عبارة عن المجموعة الكاملة من المعادلات التى
تشرح هيكل العلاقات الخاصة بالمتغيرات الاقتصادية . وتشرح المعادلات الهيكلية
المتغيرات الداخلية كدوال لمتغيرات داخلية أخرى ومتغيرات محددة وكذا للاختلافات
وهى متغيرات عشوائية .

والمثال التالى لنموذج بسيط لاقتصاد مغلق :

$$Y = C + I + G \quad (1)$$

$$Y = C + I + G \quad (2)$$

$$Y = C + I + G$$

والمعادلة الأولى هي معادلة الاستهلاك والثانية معادلة الاستثمار والثالثة
هي معادلة تمرينيه . والنموذج متكامل حيث أنه يتكون من ثلاث معادلات في ثلاث
متغيرات داخلية Y و C و I . كما يحتوى النموذج على متغيرين محددين

كما الانفاق الحكومي ع ، والدخل ذو فترة التأخير (ع - ١) .

والمعامل الهيكلية هي بصفة عامة الميل التي تستخدم في حساب المرونة وغير ذلك من المعامل الاقتصادية . وتعتبر المعامل الهيكلية عن الاثر المباشر لكل متغير مقرر على المتغير التابع ، أما الأثر غير المباشر فيمكن حسابه بحصول النموذج الهيكلي ، كما أن العوامل التي لا تظهر صراحة في أي دالة قد يكون لها أثر غير مباشر على المتغير التابع في هذه الدالة . وعلى سبيل المثال فـمعـامـل المتغير في الاستهلاك يؤثر بطريقة غير مباشرة على الاستثمار ، حيث أن الاستهلاك إنما يتغير تبعاً لتغير الدخل ، ذلك الدخل الذي يحدد الاستثمار . ولـمـسـدـا فان أثر الاستهلاك على الاستثمار لا يقاس مباشرة من المعامل الهيكلية وإنما يتم خلال حل معادلات النموذج آنياً .

ويجبر عن المعامل الهيكلية عادة بالرمز (β) إذا اتملت بالتغيرات الداخلية ، وبالرمز (γ) إذا اتملت بالتغيرات المحددة . كما أن التفسيرات الداخلية يرمز لها بالرمز (س) ، والتغيرات الخارجية بالرمز (ص) . وباستخدام هذه الرموز وانقال الثابت فان النموذج السابق يعبر كالتى :

$$١ ص = ١ ص + ٣ ص + ١ ص$$

$$٢ ص = ٢ ص + ٣ ص + ١ ص + ٢ ص$$

$$٣ ص = ١ ص + ٢ ص + ٢ ص$$

$$\text{حيث } ١ ص = ٢ ص + ٢ ص + ٣ ص = ٣ ص$$

$$٢ ص = ١ ص + ٢ ص + ٢ ص = ٤ ص$$

ونقل كل التغيرات المشاهدة الى الطرف الايمن فاننا نحصل على الجدول التالى للمعامل الهيكلية :

$$١ ص - ٢ ص - ٣ ص - ١ ص = ٢ ص + ٢ ص + ٢ ص = ٤ ص$$

$$٢ ص - ٢ ص - ٣ ص - ١ ص = ٢ ص + ٢ ص + ٢ ص = ٤ ص$$

$$- ١ ص - ٢ ص - ٣ ص - ٢ ص = ٢ ص + ٢ ص + ٢ ص = ٤ ص$$

المعاملات الهيكلية بالرموز المفروضة					المعاملات الهيكلية			
صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر
صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر
صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر
صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر

ويمكن الحصول على المعامل الهيكلية باستخدام بيانات القيمة لتغيرات النموذج وتطبيق أنسب الطرق القياسية .

Reduced form Models

ب - النماذج المختزلة

النموذج المختزل هو النموذج الذي تكون فيه المتغيرات الداخلية دالة في المتغيرات المحددة فقط . ويمكن الحصول على القيمة المختزلة بأحد من طريقتين :-

الأولى : بأن نعبر عن المتغيرات الداخلية مباشرة كدالة في المتغيرات المحددة

$$ص_1 = ص_2 + ص_3 + ص_4 + ص_5 + ص_6 + ص_7 + ص_8 + ص_9 + ص_{10} + ص_{11} + ص_{12} + ص_{13} + ص_{14} + ص_{15} + ص_{16} + ص_{17} + ص_{18} + ص_{19} + ص_{20} + ص_{21} + ص_{22} + ص_{23} + ص_{24} + ص_{25} + ص_{26} + ص_{27} + ص_{28} + ص_{29} + ص_{30} + ص_{31} + ص_{32} + ص_{33} + ص_{34} + ص_{35} + ص_{36} + ص_{37} + ص_{38} + ص_{39} + ص_{40} + ص_{41} + ص_{42} + ص_{43} + ص_{44} + ص_{45} + ص_{46} + ص_{47} + ص_{48} + ص_{49} + ص_{50} + ص_{51} + ص_{52} + ص_{53} + ص_{54} + ص_{55} + ص_{56} + ص_{57} + ص_{58} + ص_{59} + ص_{60} + ص_{61} + ص_{62} + ص_{63} + ص_{64} + ص_{65} + ص_{66} + ص_{67} + ص_{68} + ص_{69} + ص_{70} + ص_{71} + ص_{72} + ص_{73} + ص_{74} + ص_{75} + ص_{76} + ص_{77} + ص_{78} + ص_{79} + ص_{80} + ص_{81} + ص_{82} + ص_{83} + ص_{84} + ص_{85} + ص_{86} + ص_{87} + ص_{88} + ص_{89} + ص_{90} + ص_{91} + ص_{92} + ص_{93} + ص_{94} + ص_{95} + ص_{96} + ص_{97} + ص_{98} + ص_{99} + ص_{100}$$

ونشكل بعد ذلك تقدير المعامل في المعادلة باستخدام الطريقة المناسبة وتكون القيمة المختزلة بالنسبة للنموذج الهيكلي السابق هي :

$$ص_1 = ص_2 + ص_3 + ص_4 + ص_5 + ص_6 + ص_7 + ص_8 + ص_9 + ص_{10} + ص_{11} + ص_{12} + ص_{13} + ص_{14} + ص_{15} + ص_{16} + ص_{17} + ص_{18} + ص_{19} + ص_{20} + ص_{21} + ص_{22} + ص_{23} + ص_{24} + ص_{25} + ص_{26} + ص_{27} + ص_{28} + ص_{29} + ص_{30} + ص_{31} + ص_{32} + ص_{33} + ص_{34} + ص_{35} + ص_{36} + ص_{37} + ص_{38} + ص_{39} + ص_{40} + ص_{41} + ص_{42} + ص_{43} + ص_{44} + ص_{45} + ص_{46} + ص_{47} + ص_{48} + ص_{49} + ص_{50} + ص_{51} + ص_{52} + ص_{53} + ص_{54} + ص_{55} + ص_{56} + ص_{57} + ص_{58} + ص_{59} + ص_{60} + ص_{61} + ص_{62} + ص_{63} + ص_{64} + ص_{65} + ص_{66} + ص_{67} + ص_{68} + ص_{69} + ص_{70} + ص_{71} + ص_{72} + ص_{73} + ص_{74} + ص_{75} + ص_{76} + ص_{77} + ص_{78} + ص_{79} + ص_{80} + ص_{81} + ص_{82} + ص_{83} + ص_{84} + ص_{85} + ص_{86} + ص_{87} + ص_{88} + ص_{89} + ص_{90} + ص_{91} + ص_{92} + ص_{93} + ص_{94} + ص_{95} + ص_{96} + ص_{97} + ص_{98} + ص_{99} + ص_{100}$$

والثانية : تطعرق حل التوفيق الهيكلي وأظهار التغيرات الداخلية بدلالة التغيرات المحددة والعالم الهيكلية والباقى . وتكون الصيغة المختارة للتوفيق الهيكلي السابق هى :

$$\text{مرد} = \frac{1}{1 - 1 - 1} + \frac{1}{1 - 1 - 1} \cdot \frac{1}{1 - 1 - 1}$$

$$\frac{1}{1 - 1 - 1} \cdot \frac{1}{1 - 1 - 1} \cdot \frac{1}{1 - 1 - 1}$$

$$\text{مرد} = \frac{1}{1 - 1 - 1} + \frac{1}{1 - 1 - 1} \cdot \frac{1}{1 - 1 - 1}$$

$$\frac{1}{1 - 1 - 1} \cdot \frac{1}{1 - 1 - 1} \cdot \frac{1}{1 - 1 - 1}$$

$$\text{مرد} = \frac{1}{1 - 1 - 1} + \frac{1}{1 - 1 - 1} \cdot \frac{1}{1 - 1 - 1}$$

$$\frac{1}{1 - 1 - 1} \cdot \frac{1}{1 - 1 - 1} \cdot \frac{1}{1 - 1 - 1}$$

من الواضح أنه حتى تحقق الصيغتين فإن العلاقات الآتية بين العالم (٣) والعالم الهيكلية لابد وأن تحقق هى :

$$\frac{1}{1 - 1 - 1} = \frac{1}{1 - 1 - 1} \cdot \frac{1}{1 - 1 - 1}$$

$$\frac{٢}{١ - ١ - ١} = ٢٢ \quad \frac{٢ (١ - ١)}{١ - ١ - ١} = ١٢$$

$$\frac{١}{١ - ١ - ١} = ٢٢ \quad \frac{٢}{١ - ١ - ١} = ١٢$$

ونورد فيما يلي استنتاج معالم الصيغة المختزلة :

(أ) بإحلال كل من ص و هـ في المعادلة الهيكلية الثالثة من النموذج تكون :

$$و = (أ) و + (ب) و + (ج) و + (د) و + (هـ) و$$

وبإعادة ترتيب الحدود نحصل على :

$$و = \frac{٢}{١ - ١ - ١} + \frac{١}{١ - ١ - ١} + \frac{٢}{١ - ١ - ١} + \frac{١}{١ - ١ - ١} + \frac{١}{١ - ١ - ١}$$

وهي الصيغة المختزلة للمعادلة الهيكلية الثالثة :

(ب) بإحلال و في دالة الاستهلاك نحصل على :

$$ص = (أ) و + \frac{٢}{١ - ١ - ١} + \frac{١}{١ - ١ - ١} + \frac{١}{١ - ١ - ١} + \frac{١}{١ - ١ - ١}$$

أي أن :

$$ص = \frac{١}{١ - ١ - ١} + \frac{١}{١ - ١ - ١} + \frac{١}{١ - ١ - ١} + \frac{١}{١ - ١ - ١}$$

وهي دالة الاستهلاك المختزلة :

(ج) بإحلال Y في دالة الاستثمار فان :

$$S_0 = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{Y}{1 - \beta_1} + \frac{1}{1 - \beta_1} \right) + \beta_2 \left(\frac{Y}{1 - \beta_1} + \frac{1}{1 - \beta_1} \right) + \beta_3 \left(\frac{Y}{1 - \beta_1} + \frac{1}{1 - \beta_1} \right)$$

أي إن :

$$S_0 = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{Y}{1 - \beta_1} + \frac{1}{1 - \beta_1} \right) + \beta_2 \left(\frac{Y}{1 - \beta_1} + \frac{1}{1 - \beta_1} \right) + \beta_3 \left(\frac{Y}{1 - \beta_1} + \frac{1}{1 - \beta_1} \right)$$

وهي الصيغة المختزلة لدالة الاستثمار .

وتفسير معالم الصيغة المختزلة الاثر الكلي : المباشر وغير المباشر ، للتغير في المتغير المعتمد على التغيرات الداخلية ، بعد أن تأخذ في الاعتبار الآثار التداخلية بين التغيرات الداخلية المتجاورة ، بينما تدل المعالم الهيكلية على الاثر المباشر في نطاق قطاع واحد للاقتصاد ، وعلى سبيل المثال فان (١٤٣) تغير أثر زيادة وحدة واحدة في Y_0 على قيمة الاستثمار .

ويتكون هذا الاثر من جزئين : الاول وهو الاثر المباشر على الاستثمار من خلال المعلم β_0 التي جاءت في معادلة الاستثمار الهيكلية ، والثاني عبارة عن الاثر الاضافي الذي يرجع الى أن الزيادة في Y_0 تؤثر على Y_1 ، وأن (Y_0) تؤثر على (Y_1) الذي يؤثر بدوره على (Y_2) ، وفي النهاية فان (Y_0) تؤثر على (Y_3) الذي يؤثر بدوره على (Y_4) وبالتالي على (Y_5) . ومعنى ذلك أن الاثر الكلي على الذي يقاس بالمعلم (١٤٣) للتغير Y_0 على S_0 يمكن تجزئته الى الاجزاء التالية :

$$(\frac{\beta_1}{1 - \beta_1} + 1) \beta_1 = \frac{\beta_1 (1 - \beta_1)}{1 - \beta_1} = ١٤٣$$

$$= \frac{13 \cdot 13}{13 - 1} + 13$$

الاثـر الكلى = الاثر الجاسـر + الاثر غير الجاسـر

ومن أجل ذلك فإن معاملات الصيغة المختارة تستخدم في التنبؤ وفي وضع الإسـس التحـد يـا يـة للسـمـا حـات الاقـتـصـا دية حيث تمير عن الاثر الكلى للتغير في المتفسـيـرات الخارجية على التغير التاسع.

ومن التمريرين السابقين للنموذج المختزل يمكننا الحصول على تقديرات لمعامل الصيغة المختارة بطريقتين :

الاولى : التقدير الجاسـر

ويمكن الحصول عليه باستخدام طريقة المرحلات الصغرى العادية بعد عرض كل المتغيرات الداخلية كدوال في المتغيرات المحددة في النموذج . وتسمى طريقة التقدير في هذه الحالة للحصول على قيم (γ) بطريقة المرحلات الصغرى دون قيود (L S N R) حيث أنها لا تأخذ في الاعتبار معلومات عن المعالـم الهيكلية بمعنى أنها تستخدم اية قيود يمكن أن يفرضها شكل النموذج الهيكلى . وعلى سبيل المثال فإن المعلومات الخاصة بكون بعض معالم المعادلات الهيكلية تعبر مساوية الصفر إذا كانت متغيراتها لم تدخل في المعادلة لا تأخذ من طريقة المرحلات الصغرى دون قيود . ومعنى ذلك أن هذه الطريقة لا تتطلب معلومات كاملة عن النموذج الهيكلى وإنما كل ما تتطلبه هو بعض المعلومات عن المتغيرات المحددة التى تظهر في النموذج .

الثانية : التقدير غير المباشر

لاحظنا ما سبق أن هناك علاقة محددة بين معالم الصيغة المختلطة ومثيلاتها الهيكلية . ومعنى ذلك أنه يمكننا الحصول أولاً على تقديرات للمعاملات الهيكلية باستخدام طريقة التقدير المناسبة ثم احلال هذه التقديرات في العلاقات المشار إليها للحصول بطريقة غير مباشرة على قيم (γ) ، أى أن هذه الطريقة تتم في ثلاث خطوات :

١ - حل نموذج المتغيرات الداخلية بحيث نحصل على معادلة فقط على المتغير المحدده المعرفه . ويتم ذلك بالاحلال المستمر للمتغيرات حتمية نصل الى الصيغة المختزله لجميع المعادلات فنحصل في النهاية على المعادلات الستى توضح العلاقة بين معالم γ ، β ، γ .

٢ - الحصول على تقديرات للمعامل الهيكلية باستخدام اية طريقة تقدير فياخر مناسبه .

٣ - احلال قيم β ، γ في المعادلات التى تربط بين المعالم ، والتي أمكن الوصول إليها في الخطوة الاولى للحصول على تقديرات معالم الصيغة المختلطة .

وهذه الطريقة وأن كانت معقدة بعض الشيء إلا انها تتميز عن طريقة التقدير البسيط دون قيود (L S N R) من حيث كفاءة التقدير ، وأمكان أخذ المتغيرات الهيكلية التى تتم باستمرار على مر الزمن ، في الاعتبار عند التقدير .

(٢) تمريض مشكلة التميز

التميز مشكلة تهتم بصياغة النموذج وليس بتقديره أو تقييمه .
يقال أن النموذج تميز إذا كانت صيغته الاحصائية وحيدة . ويمكننا
من الحصول على تقديرات وحيدة لمعامله . وإذا كان النموذج غير متميز
فإن تقديرات معالم العلاقات المقيسة من المعينات يمكن أن تنسب للنموذج
موضوع الدراسة ، أو لنموذج آخر ، أو لخليط من النماذج .

ويصاغ النموذج القياسي غالباً في شكل مجموعة من المعادلات
الآتية . يسمى النموذج كاملاً إذا احتسب على عدد من المعادلات المستقلة
عدد المتغيرات الداخلية على الأقل . والمقصود بالاستقلال هنا أنه عند
احتمالية استنتاج معادلة أخرى تحتوى على نفس المتغيرات الموحدة في المعادلة
المطلوب تمييزها . ولتمييز النموذج لابد وأن يكون هذا النموذج كاملاً . وأن تميز
كل معادلة من معادلاته .

وليزداد تصورنا لمعنى مشكلة التميز نأخذ مثلاً مسبقاً
نظرية توازن السوق . نفترض النموذج التالي البسيط لسوق احدى السلع :

$$ط = پ + پ١ ع + ق١$$

$$ص = أ١ + أ٢ ع + ق٢$$

$$ط = ص$$

حيث ط = الكمية المطلوبة ، ص = الكمية المعروضة

ع = السعر

والمعادلة الأولى هي دالة الطلب ، والثانية هي دالة

العرض ، والثالثة هي شرط توازن السوق . ويعتبر هذا النموذج كاملاً

حيث أنه يتكون من ثلاثة معادلات لثلاث متغيرات داخلية هي ط ، ص ، ع .

والسؤال الآن هل كل معادلة مميزة .

وللعمل على تغيرات لكل من p و h و h معادلة
 الطلب و تستخدم مادة السلاسل الزمنية للكميات المشتراة من السلع و طمنا
 بأن الكميات المشتراة تساوي الكميات الباعة ضد سعر معين و تسجل البيانات
 السلي فقط توازن الموردين والطلب ضد السعر البائع و السوق و نقطه زمنيته
 معينة و تدل السلاسل الزمنية على هذه من بيانات الكميات المطلوبة (ط) و الكميات
 المروضة (ح) و نفس الوقت ضد السعر البائع و السوق و اذا استخدمت
 هذه البيانات و التغير فان الدالة التي نسمى الى قياس مبالغها هي و الحقيقة
 الدالة (د) (م) و هذه الدالة قد تكون دالة الطلب أو دالة الموردين و ان كيف
 نتأه أي الدالتي هي موزون القياس و يعني أنه اذا ادعى باحت أن الدالة
 القيمة هي دالة الطلب و وادعى آخر أنها دالة الموردين بأنها يكون على
 حل من دالة من الواضح أنه لا بد لنا من معايير تمازنا على التحق من
 أن المعامل القيمة تنسب الى احدى الدالتي وليت الى الاخرى و هذه المعايير
 هي شروط التميز التي سيأتي شرحها فيما بعد و من ناحية اخرى وسنسا
 بمادةنا شكل الانتشار و بعد الايمان على حل هذه المسألة و ان نتحدث
 النقط حول خط عابط نمو البهين كانت البيانات لتحتي طلب و بأن افترضت
 من خط صاعد ذلك البيانات على أنها لتحتي عرض و أما اذا كانت التفاضل
 بحدوث ما كانت لهذا أو لذلك و نظرا لان هذا الحل ليس المعروضة صحيحا
 كان ولا بد من التفرع على المواصل الاخرى التي تؤثر على الموردين والطلب
 أن أي نموذج و كالسابق ذكره و والذي يظهر فيه عبر التغيرات المستمرة
 في كل معاينة و يجعل قياسا احتماليا و لما كان الموردين والطلب يتحددان
 عن طريق عدد من المواصل الاخرى بخلاف السعر و تتسبب التغيرات و مسند
 المواصل و انتقال التغيرات و كان من المبرر تأثير المعلومات من انتقال
 هذه التغيرات حتى يتسنى تمييز معالم هذه العلاقات و يتبع من السبيل
 الآن أن نرى أن شكل الانتشار الذي يتجلى عليه الخط المستقيم للتغيرات
 له و نحن خط عابط لا يتحول بغيره بل انه الذي طلب و بالتميز من الارتباط

القوى بين ك ، ع حيث أن بيانات هذين المتغيرين قد تولدت نتيجة تقاطع منحنيات العرض والطلب المتقلص .

أن استخدام مثل هذه البيانات لقياس العلاقة بين ك ، ع أن للدالة ك = د (ع) سيوصلنا الى ارتباط سالب قوى ، معلمه سالب ، والى دالة طلب غير حقيقية . أن الدالة المقيسة في هذه الحالة هي خليط من قوى العرض والطلب ، وتكون معالما خليط أيضا من معالما الدالتين . كل ذلك نتيجة اغفال العوامل الاخرى التي تسببت في انتقال دوال العرض والطلب .

أما اذا توافرت المعلومات عن العوامل الاخرى المحددة لانتقال منحنيات العرض والطلب لا يمكن تمييز الدالة التي تخصها البيانات ، والمثال على ذلك حالة ظهور منحنى الطلب مستقرا الى حد ما خلال فترة البحث ، نظرا لان العوامل الاخرى التي تؤثر فيه ، كالدخل والادوات والاعمار البدلية بقيت ثابتة تقريبا . بينما يكون انتقال العرض واضحا بسبب التغير في العوامل الاخرى المؤثرة كالظروف الجوية مثلا . أن مثل هذه الظروف تجعل البيانات مميزة لدالة الطلب . وتنطبق هذه الحالة على أغلب السلع الزراعية التي يتأثر العرض ومنها بتقلبات الجو الشديدة ، بينما الطلب عليها لا ينتقل كثيرا على مر الزمن . فمن الملاحظ انخفاض مرونة الدخل ، وعدم تغير ادوات المستهلكين للعلم الزراعية . ويظهر ذلك في الشكل التالي (د) .

ومن ناحية اخرى قد يكون العرض مستقرا بينما ينتقل الطلب بوضوح بسبب تغير الادوات والدخل . وتحت هذه الظروف فان البيانات المتولدة من تقاطع قوى العرض والطلب تتميز دالة العرض ، كما هو واضح في الشكل التالي (ب) .

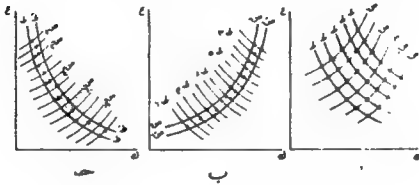
أما اذا انتقل كل من العرض والطلب بشكل ملحوظ أدى ذلك الى حصولنا على نقاط مبعثرة في شكل الانتشار كما يتضح في الشكل (أ) . ورغم أن ذلك فقد يكون من الممكن تمييز كل من الدالتين أو احدهما اذا ما توصلنا الى العوامل المشبهة في هذا الانتقال - فإذا انتقل الطلب نتيجة تغير الدخل

وانتقال المعمر نتيجة تغير الظروف الجوية ومار الترميم بالصورة التالية :

$$ط = د (ع ، ي)$$

$$ص = د (ع ، س)$$

أمكن تمييز كل من الدالتين بالرغم من بحدثة البيانات في شكل الانتشار .



ونخلص من ذلك كله أنه اذا رغب الباحث في قياس دالة معينة من نموذج المعادلات الآتية ، فان الدالة لابد وأن تكون مستقرة نوعا ما خلال فترة البحث ، بمعنى أن انتقالها يكون في حدود ضيقة بالنسبة الى العلاقات الأخرى في نفس النموذج . فيكون من الممكن إذن قياس دالة الطلب اذا كانت مستقرة نوعا ما ، بينما دالة المعمر تظهر تغيرا واضحا . ويتحقق هذا الشرط اذا تغيرت بعض العوامل التي لم تتضمنها دالة الطلب بشكل ملحوظ ، مما يتسبب عنه انتقال دالة المعمر أو اية دوال أخرى . بمعنى أنه لتمييز دالة الطلب لابد من تغير بعض العوامل التي غابت عنها ، وظهرت في دالة المعمر خلال فترة البحث . والمثل لتمييز دالة المعمر لابد من تغير العوامل التي غابت عنها ولكن هذا لا يرفع دالة الطلب . وهذا يكون أساس مفهوم التمييز هو : يتوقف تمييز دالة ما على التغيرات الغائبة عنها ، بينما تكون هذه التغيرات في نفس الوقت مؤثرة على الدالة أو الدوال الأخرى في النموذج ، بمعنى أنه يمكننا تمييز دالة ما بالتغيرات التي لم تظهر فيها .

وزيادة في توضيح المشكلة نسوق الآن مثالا لدالة معينة تتميز بالدالة
ما تنتمي الى مجموعة من المعادلات الآتية اذا كانت هذه الدالة لها صيغة
احصائية وحيدة ، أى اذا لم يوجد بالتصوذج معادلة اخرى ، أو أى معادلة
يمكن الحصول عليها جبريا من المعادلات الاخرى بالتصوذج ، وتحتوى على
نفس المتغيرات التى تظهر فى المعادلة المطلوب تمييزها ، ولتصوير هذا
التعريف نعرض نموذج السوق لاحدى السلع ومعادلاته هي :

$$\begin{aligned} (١) \quad & ط = پ + پ١ + ع + ق١ \\ (٢) \quad & ص = أ١ + أ٢ + ع + ق٢ \\ (٣) \quad & ط = ص \end{aligned}$$

والسؤال الآن : هل التقديرات التى نتحصل عليها باستخدام بيانات مسـمـن
الكميات المظلمة والممر يمكن تمييزها كمعالم حقيقية للطلب ، پ ، پ١ ، اذا عرّسنا
فى المعادلة الاخيرة عن الكميات من فائنا نحصل على :

$$(٤) \quad ط = أ١ + أ٢ + ع + ق٢$$

ومعنى ذلك حصولنا على معادلتين الاولى والرابعة لهما نفس
الصياغة الاحصائية مع احتوائها على نفس المتغيرين ط ، ع ، ولأن ظهرت بمعالم
الطلب ، پ ، پ١ فى الاولى ، وظهرت بمعالم العرض ، أ١ ، أ٢ فى الرابعة .
بمعنى ذلك انه اذا ما استخدمت بيانات ط ، ع للحصول على انحدار ط على ع
لما تأكد لدينا أن التقديرات التى نحصل عليها هي حقيقة پ ، پ١ ، أو أ١ ، أ٢ .
معادلة الطلب لم تكن لها صيغة احصائية وحيدة ولذا فان معاملها غير مميزة
احصائيا .

وبالطرق الجبرية يمكننا ايضا الحصول على عديد من المعادلات
التي لها نفس الصيغة الاحصائية كدالة الطلب ، فاذا عرّسنا المعادلة (١) على
ثابت پ١ والمعادلة (٤) فى ثابت آخر پ٢ فاننا نحصل على :

$$\begin{aligned} ط١ &= پ١ + پ١١ + ع١ + ق١١ \\ ط٢ &= پ٢ + پ٢١ + ع٢ + ق٢١ \end{aligned}$$

وبالجسم نحصل على :

$$(م_١ + م_٢) ط = (م_١ ب + م_٢ أ) + (م_١ ب + م_٢ أ) ع + (م_١ ق + م_٢ د) \\ \text{وقد تم طرق المعادلة على م + م تصبح المعادلة هي :}$$

$$ط = \frac{(م_١ ب + م_٢ أ)}{م_١ + م_٢} + \frac{(م_١ ب + م_٢ أ) ع}{م_١ + م_٢} + \frac{(م_١ ق + م_٢ د)}{م_١ + م_٢}$$

والمعادلة الآتية تمثل العلاقة بين ط ، ع ويمكن كتابتها بالصورة :

$$ط = أ' + أ' ع + ق'$$

$$\text{حيث } أ' = \frac{م_١ ب + م_٢ أ}{م_١ + م_٢}$$

$$أ' = \frac{م_١ ب + م_٢ أ}{م_١ + م_٢}$$

$$ق' = \frac{م_١ ق + م_٢ د}{م_١ + م_٢}$$

وهنا نفس المتغيرات التي ظهرت في المعادلة الهيكلية الأولى من النموذج ولكن معالما غليط من معالم دالة الطلب ودالة العرضين التابعتين الافتراضيتين $(م_١ ، م_٢)$.

وهذا يعني ذلك أنه باستخدام الأساليب العنصرية على المعادلات الهيكلية للنموذج يمكن الحصول على معادلة لا هي بدالة طلب ولا بدالة عرض ، وإنما هي خليط من كليهما وأن كانت صيغتها الاحصائية دالة الطلب ، ولذا فإن دالة الطلب تكون غير موزونة ، أو بمعنى أدق فإن معالم دالة الطلب تكونون

غير مميزة ، حيث أن استخدام عينه من الملاحظات ، تحت هذه الظروف ، في قياس الدالة $\rho = d$ (ج) سيؤدي إلى حصولنا على تقديرات يستحيل تمييزها فهل هي β ، β_1 أم β_2 ، β_3 أم β_4 ، β_5 أم β_6 .

ونخلص من كل ما سبق : أ - أن تمييز النموذج يعني تمييز كل معادلة من معادلاته . ب - يتحقق تمييز معالم أية معادلة إذا كانت صيغتها الاحصائية وحيدة $unique$. وهناك شرطان أساسيان لتمييز العلاقات هما : شرط الدرجة $order\ condition$ و شرط الرتبة $rank\ condition$ والحالات الممكنة للتمييز هي أن تكون المعادلة غير مميزة $underidentified$ أو مميزة $identified$. وفي حالة كونها مميزة فقد تكون مميزة تماماً $overidentified$ Exactly $identified$ ، أو أكثر من مميزة . والمعادلة غير المميزة هي المعادلة التي صيغتها الاحصائية غير وحيدة . والنموذج غير المميز هو النموذج الذي تكون معادله أو أكثر من معادلاته غير مميزة . أما إذا كانت المعادلة ذات صيغة احصائية وحيدة أمكن وصفها بأنها مميزة . ويمكن النموذج مميزاً أن كانت جميع معادلاته مميزة .

ويجدر بنا أن نشير هنا أن مشاكل التمييز أننا تظهر بالنسبة للمعادلات التي بها معالم يجب تقديرها احصائياً ، ولذا فإن المعادلات التعريفية والتطبيقات ، أو شروط التوازن ، لا يتطلب الأمر تمييزاً ، حيث أنها لا تحتاج إلى قياس . فالتمييز يربط تماماً بتقدير معالم النموذج . فإذا لم تمييز معادلة أو نموذج استحال تقدير معالمها بأحدى طرق القياس . أما المعادلة الميزة فيمكن وصفه بأنه تقدير معالمها احصائياً : فالميزة تماماً يكون أنسب طرق التقدير لها هي طريقة المربعات الصغرى غير المباشرة (ILS) ، أما الأكثر من مميزة فأفضل الطرق لتقدير معالمها هي طريقة المربعات الصغرى ذوو المرحلتين ($2SLS$) ، أو طريقة الامكان الأكبر .

(٣) شروط التمييز

يتم التمييز إما باختبار توصيف النموذج الهيكلي • أو باختبار العيفه المختزله للنموذج • وأن كان التمييز غالبا ما يتم عن طريق العيفه المختزله • حيث أن اصطلاح التمييز قد استخدم أصلا للدلالة عن امكانية استنتاج قيم لمعالم العلاقات الهيكلية من معلوماتنا عن معالم العيفه المختزله • ومنعمل على شرح التمييز بالنسبة للمصفيتين الهيكلية والمختزله، علما بأنه عند تطبيق شروط التمييز علينا أن نتجاهل وجود الثابت في المعادلة •

أ - تمييز العيفه الهيكلية للنموذج

هناك شرطان لابد من تحقيقهما لتمييز المعادلة :

١ - شرط الدرجة order condition

يعتمد هذا الشرط على قاعدة عدد المتغيرات التي تظهر، والتي لسم تظهر، في المعادلة وهو شرط ضروري وليس كافيا لتمييز المعادلة بمعنى انه قد يتحقق بالنسبة لمعادلة ما ولكنها لا تزال غير مميزة • ويحتلزم الشرط لتمييز معادله ما أن يكون عدد المتغيرات الكلية (الداخلية والخارجية) التي لم تظهر فيها مساويا أو أكبر من عدد المتغيرات الداخلية في النموذج مطروحا منها الواحد الصحيح • وحيث انه في النموذج الكامل يكون عدد المتغيرات الداخلية مساويا عدد معادلات النموذج، فإن شرط الدرجة يمكن صياغته بالصوره الآتية : لتمييز معادله ما يجب أن يكون عدد المتغيرات الكلية التي لم تظهر في المعادلة ولكنها ظهرت في باقي معادلات النموذج مساويا على الأقل عدد المعادلات مطروحا منه الواحد الصحيح •

بمعنى أن ك - ل < م - ١
(عدد المتغيرات التي لم تظهر) عدد المعادلات - ١

في المعادلة وظهرت في باقي
النموذج (

- حيث ك = عدد المتغيرات الكلية في النموذج ، داخليه وحدده .
 ل = عدد المتغيرات ، داخليه وخارجية ، والتي تظهر
 في المعادلة المطلوب تمييزها -
 م = عدد معادلات النموذج = عدد المتغيرات الداخلية

فان احتوى نموذج على ١٠ معادلات بها ١٥ متغيرا : عشرة منها داخلية وخمسة خارجية ، فالمعادلة التي يظهر بها ١١ متغيرا لا تكون ميزه بينما تتميز معادله لستة اخرى بها خمسة متغيرات . بتطبيق شرط الدرجة نجد أنه بالنسبة للمعادلة الأولى

$$(ك - ل) \leq (م - ١)$$

$$(١٥ - ١١) > (١٠ - ١)$$

أي أن شرط الدرجة لم يتحقق فالمعادلة غير ميزه .
 أما بالنسبة للمعادلة الثانية فيتحقق الشرط حيث أن :

$$(١٥ - ٥) < (١٠ - ١)$$

٤ - شرط الرتبة

وهو شرط ضروري وكافي وينص على أنه : في النموذج الذي يحتوى على
 م من المعادلات ، تمييز معادلة ما اذا أمكن الحصول على الاقل على محدد
 غير صفري من الدرجة (م - ١) من معالم المتغيرات التي لم تظهر في المعادله لستة
 المطلوب تمييزها ، ولكنها تظهر في باقى معادلات النموذج وعدد م - ١ . أى اذا كانت
 المصفوفة التي يمكن تركيبها من معالم كل المتغيرات (الداخلية والحدده) التي لستم
 تظهر في المعادلة المراد تمييزها ، من الرتبة (م - ١)
 وتتلقى خطوات اختبار تمييز معادلة هيكلية ما في الآتى :

- أ - تكتب معالم جميع معادلات النموذج في جدول منفصل ملاحظة أن معلبة
 المتغير الذي لم يظهر في المعادلة تساوى الصفر .
 على سبيل المثال اذا كان النموذج الهيكلي بالصورة الآتية :

$$ص_١ = ص_٢ - ٢ ص_١ + ص_٢ + ق_١$$

$$ص_٢ = ص_٣ + ص_٢ + ق_٢$$

$$ص_٣ = ص_١ - ص_٢ - ٢ ص_١ + ق_٣$$

حيث $ص$ هي المتغيرات الداخلية ، $ق$ هي المتغيرات المحددة
فيعاد كتابة النموذج بالمعيرة الآتية :

$$- ص_١ + ٣ ص_٢ + ص_٣ - ٢ ص_١ + ص_٢ + ص_٣ + ق_١ = ص_٤$$

$$ص_٤ - ص_١ + ص_٢ + ص_٣ - ٢ ص_١ + ص_٢ + ق_٢ = ص_٥$$

$$ص_١ - ص_٢ - ص_٣ + ص_٣ + ص_٣ - ٢ ص_١ + ق_٣ = ص_٦$$

وبإهمال المتغير العشوائي في المعادلات فإن يمكن ترتيب معالم النموذج كالآتي :

التفسيرات						المعادلة
$ص_١$	$ص_٢$	$ص_٣$	$ص_٤$	$ص_٥$	$ص_٦$	
صفر	١	٢-	صفر	٣	١-	الأولى
١	صفر	صفر	١	١-	صفر	الثانية
٢-	صفر	صفر	١-	١-	١	الثالثة

ب - نشطب صف معالم المعادلة المطلوب تمييزها ، فإذا أردنا تمييز المعادلة الثانية
مثلا ، شطبنا الصف الثاني من جدول المعالم السابق .

جدول المعالم الهيكلية

ص	ص	ص	ص	ص	ص	ص	ص	ص	ص
1	2	3	ص	1	2	ص	3	1 (1)	2
ص	ص	1	ص	ص	ص	ص	ص	ص	ص
ص	ص	1	ص	ص	ص	ص	ص	1 (2)	2

د - تحصل على الجداول التي من الدرجة (م - ١) ونحصل على قيمها - لأنها كانت
أحدى هذه الجداول على الأقل غير صالحة كانت المعادلة صيغ - أما إذا كانت
جميع الجداول من الدرجة (م - ١) صالحة كانت المعادلة غير صالحة.

في المثال السابق - حيث المعادلة الثانية هي المعادلة الخطية عيّن ما يمكن الحصول على ثلاث معادلات من الدرجة (٣) $1 - 2 = 0$ والمحددات هي:

$$\begin{array}{c}
 5 \\
 1 - 2 - 3 - 4 - 5 \\
 \begin{array}{|c|c|c|c|c|}
 \hline
 1 & 2 & 3 & 4 & 5 \\
 \hline
 \text{مصر} & \text{مصر} & \text{مصر} & \text{مصر} & \text{مصر} \\
 \hline
 \end{array}
 \end{array}$$

منها يتضح انه يمكن الحصول على عدد من ثمر مصر من الدرجة (م - 1) - 2 - 3 = 4

ومعنى هذا أن المعادلة الثانية موزنة.

هـ - وللتعرف عما اذا كانت المعادلة مميزة تاما أو اكثر من مميزة نستخدم شرطهـ

الدرجة (ك-ل) < (م-١) .

فاذا كانت (ك-ل) = (م-١) كانت المعادلة مميزة تاما

وإذا كانت (ك-ل) < (م-١) كانت المعادلة اكثر من مميزة

وفي حالة المعادلة الثانية نجد أن م = ٣ ، ك = ٦ ، ل = ٣ .

وبالتعميم يكون (٦-٣) < (٣-٣) أي أن المعادلة اكثر من مميزة .

مثال (١)

إذا كان لدينا نموذج يصف سوق إحدى الحاصلات الزراعية . نعلم من نظرية

التوازن الجزئي أن سعر السوق يتحدد بقوى العرض والطلب ، والعوامل التي تحدد

الطلب هي سعر السلعة ، وأسعار السلع الأخرى ، والدخل وذواق المستهلكين .

وبالمثل فالمعامل التي تحدد العرض هي سعر السلع والأسعار الأخرى ، والتكنولوجيا ،

وأسعار عناصر الانتاج والدور الجوية . وشرط التوازن هو تساوى العرض والطلب .

ويمكن صياغة ما سبق في صيغة النموذج الرياضى التالى :

$$ط = ا + ا ع + ا ع + ا ي + ا ت + ق ١$$

$$مر = ب + ب ع + ب ع + ب س + ب ت + ق ٢$$

$$ط = مر$$

حيث ط = الكمية المطلوبة مر = الكمية المعروضة

ع = سعر السلعة ع = أسعار السلع الأخرى

ي = الدخل س = رقم قياسى لأسعار عناصر الانتاج

ت = اتجاه الزمن وهو الاندواى في دالة الطلب والتكنولوجيا

في دالة العرض .

والنموذج السابق كامل أنه يتكون من ثلاث معادلات بها ثلاث متغيرات داخلية

ط ، مر ، ع . أما المتغيرات الأخرى = ي ، ع ، س ، ت فهى متغيرات خارجية .

السؤال الآن هل دالة العزم مميزة ؟ علينا إذن أن نطرح شرط التمييز .

$$1 - \text{شروط الدرجة} \quad (ك-ل) \ll (م-ن)$$

$$\text{في المثال السابق} \quad ك = ٧ \quad ل = ٥ \quad م = ٣ \quad ن = ١$$

$$\text{أى أن} \quad ٧ = (٥-٣) = (١-٣)$$

وبالتالى فإن المعادلة الثانية ، معادلة العزم ، تحقق الشرط الأول للتمييز .

٢- شرط الترتيب

وفيما يلى جدول النموذج الهيكلى

المتغيرات						
ط	م	ل	ك	ن	م	ن
(١) ١-	١	١	٢	٣	صفر	صفر
(٢) صفر	١	٢	صفر	١	١	٣
(٣) ١-	صفر	صفر	صفر	١	١	صفر

فإذا عطينا الصف الثانى والاعداد التى ترتيبها الثانى والثالث والخامس والسادس والحابع جعلنا فى النهاية على الجدول التالى لمعالم المتغيرات السمنى لم تظهر فى المعادلة الثانية .

١-	٢
١-	صفر

ومن هذا الجدول يمكن الحصول على محدد واحد غير صفرى من الدرجة (٣-١) =

$$٢ = (١-٣)$$

$$\begin{vmatrix} ١- & ٢ \\ ١- & صفر \end{vmatrix} = (١- \times صفر) - (٢ \times ١) = ١ - ٢ = -١$$

وتكون قيمة المحدد غير صفريه بشرط كون ٢ غير صفر

ومن ذلك يتضح أن الشرطين قد تحققا ، أي أن المعادلة الثانية في النموذج مميزة . كما نجد أنها مميزة تماما حيث أن من شرط الدرجة نجسـد أن $(٥-٢) = (١-٣) = ٠$

مثال (٢)

فيما يلي نموذج كينز البسيط لتحديد الدخل :

$$\text{دالة الاستهلاك} = ك + أ + أ١ - أ٢ = ق١$$

$$\text{دالة الاستثمار} = س = ب + ب١ - ب٢ = ق٢$$

$$\text{دالة الضرائب} = ص = ج + ج١ - ج٢ = ق٣$$

$$\text{دالة تعريفية} = ع = ك + س + ج$$

$$\text{حيث ك = الاستهلاك} \quad \text{أ} = \text{الدخل}$$

$$\text{ب} = \text{الضرائب} \quad \text{س} = \text{الاستثمار}$$

$$\text{ج} = \text{الانفاق الحكومي}$$

والنموذج كامل حيث أنه يتكون من معادلات بعدد المتغيرات الداخلية + وهـ

اربعة متغيرات داخلية هي ك + س + ج + ع ، وستغيرين محددتين هي بـ

و ب١ ، والانفاق الحكومي جـ

المعادلة الاولى = دالة الاستهلاك غير مميزة

$$١ - \text{شرط الدرجة} = (ك-ل) \ll (م-١)$$

$$ك = ١ \quad ل = ٣ \quad م = ٤$$

$$(٣-١) = (٤-٣) = ٢$$

أي أن شرط الدرجة قد تحقق

٢ - شرط الرتبة

الجدول التالي هو جدول المعالم الهيكلية :

التفسيرات					
ك	ع	ح	د	هـ	ز
(١) ١	١	١	مفسر	مفسر	مفسر
(٢) ٢	مفسر	مفسر	١	١	مفسر
(٣) ٣	مفسر	ح	١	مفسر	مفسر
(٤) ٤	١	١	مفسر	مفسر	١

وحذف السطر الاوّل والا حده الثلاث الاوّل : نعمل على جدول معالسم
التفسيرات التي لم تظهر وصوتت هـ :

١	١	مفسر
مفسر	مفسر	مفسر
١	مفسر	١

وننتج من هذا الجدول أن قيم تساوي المفسر حيث أن الصف الثاني لا يحتوي
الاطل اسفار هـ أي أنه لا يمكن الحصول على حده غير صفري من الدرجة ٢
(١ - ١) = ٢ وصحى ذلك أن شرط الرتبة لا يتحقق .

والنتيجة هي أن دالة الاستهلاك غير مميزة بالرغم من تحقق شرط الدرجة .
المعادلة الثانية : دالة الاستهلاك أكثر من صفر .

١ - شرط الدرجة

يتحقق هذا الشرط حيث أن (ك - ل) < (١ - ٢)

$$١ = ٢ - ١$$

$$(١ - ١) < (٢ - ١)$$

٢ - شرط الرتبة

يحدد نصف الثاني والمبدئين الرابع والخامس من جدول

المعاملات الهيكلية لحمل على جدول معالجات التفرعات التي لم تظهر وصوتته :

١ -	١	١	١	صفر
صفر	١ -	١ -	١ -	صفر
١	١ -	١ -	١ -	صفر

تكون قيمة العدد الاولي 2×2 من معالجات التفرعات التي لم تظهر هي :

$$\begin{vmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 1 \end{vmatrix} = 1 - 1 = 0 \quad \begin{vmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 1 \end{vmatrix} = 1 - 1 = 0 \quad \begin{vmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 1 \end{vmatrix} = 1 - 1 = 0 \quad \begin{vmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 1 \end{vmatrix} = 1 - 1 = 0$$

$$1 - 1 = 0 \quad 1 - 1 = 0 \quad 1 - 1 = 0 \quad 1 - 1 = 0$$

$$\text{بشرط } 1 - 1 = 0 \quad 1 - 1 = 0$$

هذا يحقق شرط الرتبة ، ومن شرط الدرجة يتبين أن دالة الاختيار أكثر من موزة .

والمعادلة الثالثة : دالة الفرواق يسهل تمييزها بأنها غير الاطلسوب .

وتطابق الشرطين السابقين .

ب - تمييز القيمة المختلة للتموج

هناك أيضا شرطان لتمييز القيمة المختلة للتموج : شرط الدرجة

وشرط الرتبة . والشرط الاولي هو نفس الشرط الوارد في حالة التوضيح الجيولوجي .

أما شرط الرتبة فيرجع الى قيمة العدد الذي يتكون من بعض معالجات القيمة المختلة .

ويطابق هذا الشرط في الآتي :

إذا فرضنا أن 2×2 عدد التفرعات الداخلية في معادلة هيكلية .

فإن شرط الرتبة في هذه الحالة يكون : تتوزع معادلة ما تحتوي على 2×2 من التفرعات

ثم نخطب المصفوف التي تناظر المتغيرات الداخلية التي لم تظهر في المعادله المطلوب تمييزها • وكذلك كل الاصغه الخاصه بالمتغيرات الخارجيه الموجوده في الصيغه الهيكلية لهذه المعادله • ويتبقى بعد ذلك معالم للصيغه المستقلة المتغيرات الخارجيه التي لم تظهر في المعادله الهيكلية •

منه تميز المعادله الثانيه مثلا • طينا أن نخطب المصفوف الاول • حيث أن صمد لم تظهر في المعادله الثانيه • ونخطب المصفوف الثالث • حيث أن صمد موجوده في المعادله • وتكون معالم الصيغه المستقلة للمتغيرات الخارجيه التي لم تظهر هي :

α_{13}	α_{23}
α_{33}	α_{43}

٣ - نختبر درجه المحددات التي نحصل عليها من جدول معالم (٧٣) السابق • فإذا كانت درجه اكبر حدد فور جبري هي : (٣ - ١) كانت المعادله صيده • والا فالمعادله غير صيده •

مثال :

إذا كان لدينا النموذج الهيكلية التالي :

$$1\alpha = 2\alpha - 3\alpha + 4\alpha + 5\alpha$$

$$2\alpha = 3\alpha + 4\alpha + 5\alpha$$

$$3\alpha = 4\alpha - 5\alpha - 2\alpha + 3\alpha + 4\alpha$$

ونميز كل من المعادلات الهيكلية باستخدام الصيغه المستقلة نحصل أولا على الصيغه المستقلة للنموذج وهي :

$$1\alpha = 2\alpha - 3\alpha + 4\alpha + 5\alpha$$

$$2\alpha = 3\alpha + 4\alpha - 5\alpha$$

$$3\alpha = 4\alpha - 5\alpha - 2\alpha$$

المعادلة الأولى :

١ - شرط الدرجة

$$(k-l) < (1-m)$$

$$2 = m \quad 1 = l \quad 2 = k$$

$$2 = (1-2) = (1-1)$$

هذا يتحقق الشرط الضروري للتمييز .

٢ - شرط الرتبة

التغير الداخلي الذي لم يظهر : m

التغيرات الخارجية التي ظهرت : $1 = m$ و $2 = m$

معالم الصيغة المختلة للتغيرات
الخارجية التي لم تظهر

جدول كل معالم الصيغة المختلة

٢	٢ =	١ =
١	١ =	٢ =
	٢ =	١ =

ويمح من جدول معالم الصيغة المختلة للتغيرات الخارجية التي لم

تظهر أنه يمكن الحصول على محددين غير صفريين من الدرجة ١ و ١ . ولما كانت

$2 = m$ و $1 = m$ حيث أن المعادلة الأولى بها متغيرين داخليين و خارجية واحدة

تتكون $(1-m) = 1$. هذا يتحقق شرط الرتبة وتكون المعادلة مميزة .

من شرط الدرجة نجد أن المعادلة الأولى مميزة تماماً (exactly) .

المعادلة الثانية :

١ - شرط الدرجة

$$2 = m \quad 2 = l \quad 1 = k$$

$$(1-2) < (2-1)$$

هذا يتحقق شرط الدرجة

٢ - شرط الرتبة

التغير الداخلى الذى لم يظهر : ١٨٣

التغير الخارجى الذى ظهر : ٢٨٣

٣٣ المتغيرات الخارجية التى لم تظهر		٣٣		حدول
١-	٢	١٠	١-	٢
١-	٢		١-	٢
			١-	٢

والحدود . لدى يعكس الحصول عليه برتبة ٢ = ٢ وفيته = صفر . أدن فاس

أعلى محدد . فمر معنى يعكس الحصول عليه من المعالم (٣٣) رتبة ١ = ١٠ . لـ
كانت المعادلة الثانية بينها شغيرين داخلين $\mu = ٢$ + نازد رتبة / محدد فـ
صفرى هـ . $١ = (١ - \mu)$

والتالى فان المعادلة الثانية مبيزه . و من شرط الدرجة يتمسح

أن هذه المعادلة أكثر من مبيزه *overidentified*

المعادلة الثالثة :

١ - شرط الدرجة

$$\begin{aligned} & ٢ = \mu \quad ٤ = ل \quad ٦ = ك \\ & ٢ = (١ - ٢) = (١ - ٦) \end{aligned}$$

هذا يتحقق شرط الدرجة .

٢ - شرط الرتبة

المتغيرات الداخلية ظهرت جميعها .

التغير الخارجى الذى ظهر : ممر

والمثل على ذلك التوضيح النظري لتجديد الدخل ه والذي يتضمن دالسة
الاستهلاك بالصورة : ك = د (ى ه ص)

حيث ى = الدخل ه ص = الاصول الماثلة

اذا كانت ى ه مرتبطا ارتباط قوى ه فان تغيرات العالم الهيكلية مسووف
لا تكون دقيقة ه والمثل اذا كان الدخل متفرا نسيا خلال فترة المصنعت
تعدر لنا ا س ل العددى للاستهلاك من بيانات المينة ه ومعنى ذلك انفسه
بالرغم من صموات التدوير فان دالة الاستهلاك عليه من الناحية النظرية
وفى الحقيقة أن ا ه التعدادات اللازمة لتدليل صموات التدوير الناشئة من الازدواج
الخطى للتغيرات مفسره أو عدم التمييز ه سوف يجعل التوضيح فى صورته
الحديدة اقل تصورا للواقف النظرى كما عرضه الصورة الالهيه ه

ب - يوجد فى كلتا الحالتين ه حالة عدم التمييز والازدواج الخطى
بين متغيرات التوضيح علاقات حديدة لا نصح بالتغير المستقل لهذه المتغيرات ه
ما يؤدى الى أن أثرها متعدا على المتغيرات الداخلية لا يمكن تقديره احصائيا ه

ج - يمكن اعتبار الازدواج الخطى حالة خاصة من عدم التمييز
أو التمييز الضعيف ه فاذا كانت بعض المتغيرات بينها ازدواج خطى قوى مبهسى
شأنه فى الحقيقة من وجهة النظر الاحصائية ان أى متغير يمكن أن يحصل
محل الآخر ه واذا بنى التمييز على اساس المتغيرات الفائضة التى بينهم
ازدواج الخطى فلان وأن يسلر الى التمييز بحدرد حيث أن التمييز سوف لا يكون
حقيقيا ه

(٥) التمييز واختيار طريقة القياس

يحدد التمييز اساسا اختيار الطريقة القياسية التى يتم بها تقدير
بالم التوضيح ه اذا كانت العلاقة غير مبهسة ه تعدر تقدير محالها احصائيا بأيسة
طريقة من الطرق القياسية ه أما اذا كانت مبهسة فان أنسب طرق القياس مبهسى
طريقة المبيعات الصغرى غير المباشرة (I L S) (عزى حالة ما اذا كانت المعادلة

أكثر من مئزفه فهناك عدة طرق قياسية يمكن استخدامها بخلاف طريقة المرحلات
الصغرى غير الساعرة التى لا تعطىنا تقديرات وحيدة للمعالم الهيكلية.

وقبل أن نختم الكلام عن مشكلة التمييز نود أن نوضح أصل المشكلة
هندساً تولى ويركس E.J. Working صاغتها بوضوح فى عام ١٩٦٢ • ثم
حاجه ايزيكىل Ezekiel فى عام ١٩٦٨ وسجل أماكن حل هــــــــــــــــــده
المشكلة بالنسبة لمعظم السلم الزراعية حيث أن المعروض من أى مـــــــــــــــــــــــــســـــــــــــــــم
ما و سنة معينة أننا يتأثر بسعر هذه السلعة فى فترة سابقة وليس فى الفترة
الحالية •

وحاول هاڤلمو Haavelmo فى عام ١٩٦٣ حل مشكـــــــــــــــــلة
التمييز بالعلوب يعتمد على النظرية الحديثة للاحتالات • ويسمى هـــــــــــــــــده
الأسلوب بطريقة الصور المختزله Method of Reduced Forms
كما حاجه شرحها فيها مسبق •

من ذلك يتضح أن من الدغل (ي) والتخفيف الموقوف (ق) علاقة ،
وأن الدغل إما متبوعاً خارجياً وذلك الاستدلال - كما يمكن إثباته - أن تخفيف
الدغل (ي) والتخفيف الموقوف (ق) لا يطويان الموقوفان (تخفيف (ي) و) في
مفسر .

الآتيك : من التضمنان تخفيف (ي) و (ق) :

$$\{ \text{تخفيف (ق) (ي) } = \{ (ق - ي) (ق) (ي - ي) (ق) (ي) \} \\ \text{ولكن (ق) = صفر} .$$

$$\{ \text{تخفيف (ق) (ي) } = \{ (ق - ي) (ق) (ي - ي) (ق) (ي) \} .$$

$$\text{وإذا كان الدغل (ي) } = \frac{ب + ج + د + هـ + ق}{١٣ - ١} .$$

وأن الاستدلال (ت) يتحدد خارجياً

$$\{ (ق) (ي) = \frac{١}{١٣ - ١} + \frac{ب + ج + د + هـ + ق}{١٣ - ١} .$$

$$\{ \text{تخفيف (ق) (ي) } = \left[\frac{ق - ي}{١٣ - ١} \right] \{ (ق - ي) (ق) (ي - ي) (ق) (ي) \} .$$

$$\{ (ق) (ي) = \left[\frac{١}{١٣ - ١} \right] (ق) (ي) .$$

$$= \frac{١}{١٣ - ١} (ق) (ي) \neq \text{صفر} .$$

ونتيجة لذلك إذا استخدمنا طريقة الهماء الموقوف في تقدير معالم دالة
الاستدلال فإن المعالم تكون متغيراً وغير متغير . وتطابقاً لذلك كان من الواضح

استخدام طرق تقدير أخرى تعطينا تقديرات أفضل، وأكثر الطرق استخداماً
في هذه الحالة خمس:

- (١) طريقة الصور المختارة أو طريقة المربعات الصغرى غير المباشرة (I I I)
- (٢) طريقة المتغيرات المساعدة (instrumental variables)
- (٣) طريقة المربعات الصغرى على مرحلتين (I I I)
- (٤) طريقة الايمان الأكبر للمعلومات المحدودة (I I I)
- (٥) طريقة التقدير المخطط (I I I)
- (٦) طريقة المربعات الصغرى على ثلاث مراحل (I I I)
- (٧) طريقة الايمان الأكبر للمعلومات الكاملة (I I I)

ونسمى الطرق الخمسة الأولى طرق المعادلة الواحدة حيث أنه
يمكن استخداماً لمعادلة واحدة في التوزيع، أما الطريقتين الأخريتين
فهي طرق التفاضل حيث أنها تستخدم لحل جميع معادلات التوزيع أنها.

ثانياً - استخدام طريقة المربعات الصغرى المادية

(١) مقدمة

نود أن نوضح هنا بالرمز ما سبق ذكره، بمرحلة
من نطاقات التقديرات والنزاهة، التي لها أهميتها من حيث إمكانية استخدام
طريقة المربعات الصغرى في تقدير معالم علاقاتها، نظراً لأن أغلب نماذجها
من النوع المنكوش أو التراجعي، حتى ولو كانت بياناتها متجهة، ولعلنا
من الملاحظ أن العلاقات الاقتصادية لم تستخدم في صورتها المباشرة
إلا في قليل من المحاولات القليلة وذلك حتى بداية الخمسينات، حين لم يسهل
بمراقبة من التفاضل التراجعية، ولذا فإن وجود التفاضل الآتي، السدى
تعمد الاقتصاديين القدامى في الأربعينات والخمسينات، قد بنى على

أساس افتراض أن أغلب بيانات الصلاحي الاقتصادية الهامة المتاحة وتحتفظ كانت
سلبية . وهذا وأن كانت البيانات الربح متبوعة تحت الباب أمام المستهلك
التراهمية فلا شك أن البيانات الشهيرة سيكون لها نصيب أكبر في هذا
الحال .

والآن طينا أن نعرض إمكانية استخدام طريقة المرحلات
المعزى المادية في تقدير معالم إحدى المعادلات الهيكلية . كالطلب
الاستهلاكي على إحدى السلع الغذائية في الصورة :

$$x = b + p + y + q$$

حيث x = سعر التجزئة y = الدخل الفردي q = الدخل الفردي من السلع

p = الدخل الفردي المتصرف b = العطاء المتوافي

وذلك على أساس أن الاخطاء العشوائية مستقلة عن المتغيرات
المفسرة . الاستهلاك . والدخل المتصرف . وإذا تحقق ذلك أمكن
اعتبار هذين المتغيرين المعزى كمتغيرين محددين . ولما كان الخطأ
المعزى ينحصر على سعر التجزئة . فإن دالة الطلب يجب أن تقسم
والسعر فيها متغير تاسم . ودالة العلب التي لها مثل هذه الخصائص يمكن
أن نسمي بالنموذج الكامل وحيد المعادله ^{model} $uniquational\ complete$
وبدل اسمه على وجود متغير داخلي واحد به مع إمكان تقدير المعادله بطريقة
المرحلات المعزى المادية . وما نسمى الى ايضاحه الآن هو أن دوال الطلب
على عدد من السلع الغذائية تتطبق عليها . على وجه التحديد . الخصائص
الاحتمالية للنموذج الكامل وحيد المعادله . ومن ناحية أخرى فلا شك أنه من
الصعب أن نعلم يكون الاخطاء العشوائية في حالة ما مستقلة عن المتغيرات
المفسرة . حيث أن الاخطاء حسب تعريفها ليست متعامدة . ولذا فانهم
يجوز السك أن يرتبط متغير غير اقتصادي . كدرجة الحرارة في الصيف .

والتي في ظل الطلب الاستهلاكي للبحر • بالاعطاء العشوائية التي تنشأ
عن بعض المعامل الاقتصادية قليلة الأهمية •

نحن المؤيد أذن لا نتوقع مبيحا معلوما لاستقلال الأخطاء حسن
المتغيرات استقلالا بمعناه الاحتمالي • ولكن يمكننا اخبار أن المتغيرات المستقلة
تحدد قيمها مسبقا أو خارج نطاق النموذج، يمكن استخدامها كمتغيرات معسرة
في تقدير دوال الخالب بطريقة المربعات الصغرى • ومن هنا فإن استفسلال
الأخطاء عن المتغيرات موال لم يتم الا حابه عليه، ونكتفي بالموال الآخسر
الدار باعتبار بعض المتغيرات التي تدخل في دوال الدلب على السليم
الفدائيه كمتغيرات محددة • وأمكن استخدامها كمتغيرات معسرة في الوصول
الى تحيز شديد في تقديرات مروقات الطلب •

ونخرب هنا مثلا بتقدير دوال الطلب على اللحم • في الجدول
التالي السلاسل الزمنية للمتغيرات التي تدخل في تقدير النموذج السابق،
وهي لسر التحز (ح) واللاستهلاك الفردي (ك) والداخل التصرفي الفسري
(ن) والمعامل المحددة في الانتم (ص) • والبيانات المستخدمة هي الفسري
الأولي للوزاريات البيانات السنوية خلال الفترة من ٢٢ - ١٩٩١ •

المروق الأولى للوطا ريت				البيانات الأصلية				النتيجة
صو	نو	كو	عر	صو	نو	كو	عر	
-	-	-	-	٧٤,٣٠	٥٤١	٦٥,٧٢	٢٦,٨٨	١٩٧٢
٠٠٠٥١	٠٠٠٥٧	٠٠٠٥٢	٠٠٠٢٥	٨٤,٣٧	٦١٦	٧٤,٣٢	٢٥,٣٣	٧٣
٠٠٠٢٤	٠٠٠٠٥	٠٠٠٠١	٠٠٠٠٠	٨٠,٢٢	٦١٠	٧٤,٣٠	٢٥,٣٣	٧٤
٠٠٠٦٠	٠٠٠١٨	٠٠٠٤٤	٠٠٠٠٠	٦٩,٩٩	٦٣٦	٦٦,٣٨	٢١,٩١	٧٥
٠٠٠١٤	٠٠٠١١	٠٠٠١٨	٠٠٠٢٩	٦٦,٣٨	٦٥١	٦٤,٩١	٢٣,٣٢	٧٦
٠٠٠٣٠	٠٠٠٠٤	٠٠٠٢٤	٠٠٠٧٨	٧٦,٣١	٦٤٥	٦٧,٣٧	٢١,٩٢	٧٧
٠٠٠١٢	٠٠٠٠٥	٠٠٠٧٠	٠٠٠٢٤	٧٣,٢١	٦٥٣	٧٠,٩١	٢٩,٣٧	٧٨
٠٠٠١٥	٠٠٠١٩	٠٠٠٠٨	٠٠٠١١	٧١,٢٢	٦٨٧	٦٩,٩١	٣٠,٣٢	٢٩
٠٠٠٠١	٠٠٠٥٣	٠٠٠١٧	٠٠٠١٧	٦٩,٩١	٦٠٤	٦٧,٣٠	٢٩,٩١	٣٠
٠٠٠١٠	٠٠٠٦٩	٠٠٠١٤	٠٠٠٨١	٦٨,٣٠	٥١٥	٦٨,٣٤	٢٣,٣٧	٣١
٠٠٠١١	٠٠٠٢١	٠٠٠١٤	٠٠٠٨٢	٧٤,٣٨	٣٩٠	٧٠,٣٧	١٥,٣١	٣٢
٠٠٠٠٧	٠٠٠٣٠	٠٠٠٠٢	٠٠٠٥٠	٧٣,٢١	٣٦٤	٦٩,٩١	١٣,٣٨	٣٣
٠٠٠٢٤	٠٠٠٥٣	٠٠٠٤٣	٠٠٠٣١	٧٠,٢٢	٤١١	٦٣,٢١	١٨,٣٨	٣٤
٠٠٠١٧	٠٠٠٤٨	٠٠٠١٥	٠٠٠٦٤	٤٤,٣٧	٤٥٩	٤٨,٣٤	٢٧,٣٤	٣٥
٠٠٠١٣	٠٠٠٥١	٠٠٠٥٦	٠٠٠٠٨	٥٧,٢١	٥١٧	٥٥,٣١	٢١,٣١	٣٦
٠٠٠٠١	٠٠٠٧٨	٠٠٠٠٦	٠٠٠١٢	٥٨,٣٧	٥٥١	٥٥,٣٨	٢٧,٣٧	٣٧
٠٠٠٠١	٠٠٠٣٧	٠٠٠١٨	٠٠٠٥٣	٥٨,٣٠	٥٠٦	٥٨,٣٢	٢٤,٣٧	٣٨
٠٠٠١٤	٠٠٠٧٧	٠٠٠٦١	٠٠٠٣٢	٦٧,٣٢	٥٣٨	٦٤,٣٧	٢٧,٣٢	٣٩
٠٠٠٤٠	٠٠٠٢٩	٠٠٠٥٥	٠٠٠٦٠	٧٣,٣٧	٥٧٦	٧٣,٣٧	١٩,٣٢	٤٠
٠٠٠٤٤	٠٠٠٨٣	٠٠٠٣١	٠٠٠١٧	٦٦,٣٧	٦٩٧	٦٨,٣٤	٧٤,٣٧	٤١

وكانت نتائج الصيغة المختارة للمعادلتين هي:-

$$\begin{aligned} \text{ع}^2 &= ٠.١٠١ - ٠.٨١٢ + ٠.٨٢٢٠ - ٠.٨١٢ \\ & (٠.١٢٢٩) \quad (٠.١١٥٩) \\ \text{ك}^2 &= ٠.٠٢٦ - ٠.٠١٨ + ٠.٦٨٢٩ - ٠.٨١٨ \\ & (٠.٦٧٣) \quad (٠.٠٥٨٢) \end{aligned}$$

ومن النتائج السابقة يمكن الحصول على معادلتى المرمر والطلب الهيكليتين وهي :

$$\begin{aligned} \text{دالة الطلب : ك} &= ٠.٠٦٢ - ٠.٨٢٢٠ + ٠.٨٨٧٠ + ٠.٠٠٠ \\ \text{دالة المرمر : ك} &= ٠.٠٢٦ - ٠.٠١٢ + ٠.٦٨٢٥ + ٠.٠٠٠ \end{aligned}$$

كما يمكن حساب الأخطاء الصادرة للمعامل التي لم تظهر في النتائج السابقة ، وحساب نسبة نيومان لاختبار الارتباط الذاتي بين بقاى المعادلتين يتضح عدم وجود هذا الارتباط .

والآن نحسن مقارنة النتائج التحصيل عليها لدالة الطلب بنظامها القدره بطريقة المعينات الصغرى . وقد تم قياس دالة الطلب في صيفتين : إذا كانت ك التغير التاجم منه لو اذا كانت ع التغير التاجم منه أخرى . في الحالة الأولى كانت النتائج كالآتى :-

$$\begin{aligned} \text{المرحلات الصغرى : ك} &= ٠.٠٤٩ - ٠.٧٢٠٥ + ٠.٧٦٦٦ + ٠.١٠٢٥ \\ & (٠.٠٥٦٤) \quad (٠.٠٦٦٢) \end{aligned}$$

$$\text{المعادلة الهيكلية : ك} = ٠.٠٦٢ - ٠.٨٢٢٠ + ٠.٨٨٧٠ + ٠.٠٠٠$$

وفي الحالة الثانية حيث ع التغير التاجم كانت النتائج هي :-

$$\begin{aligned} \text{المرحلات الصغرى : ع} &= ٠.٠٧٠ - ٠.٢٥١٨ + ٠.٢٥٠٤ + ٠.١٥٦ \\ & (٠.٠٢٢٢) \quad (٠.٠٨١١) \end{aligned}$$

وبالمعادلة الهيكلية يمكن الحصول عليها بنفس المعادلة على معامل (ع) بدون اعادة ونظن م . ك كل منهما محل الأهتمام .

$$ع = ٠.٠٢٧ - ٢١٦٥ ر ا + ٠.٧١١ ر ب + (\frac{٠.٨٢٢}{٠.٨٢٢})$$

ومن الملاحظ أن معالم المعادلتين الأخيرتين متطابقة • ولا شك أن نتائج دالة الطلب التي تظهر ع فيها كتغير تابع • والقدره بطريقه المبيعات الصغرى العادية • تعطى تقريب كبير جدا لدالة الطلب الهيكلية • هذا الى جانب أن نطاق طريقة المعادلات الآتية يؤيد اختيار المعمر كتغير تابع في حالة استخدام المبيعات الصغرى لتقدير دالة الطلب إذا لم تكن هناك استجابة آتية من المرغز للمعمر •

ويتضح مما سبق أن دالة الطلب في النموذج السابق قد تشابهت نتائجها المقدره سواء باستخدام طريقة المبيعات الصغرى أو في المبيعات الهيكلية كما يؤكد ذلك التفسير الدلوى والاحصائي •

وقد اتضح بعد مقارنة نتائج دالة المعمر المقدره بطريقه المبيعات الصغرى ونظيرتها الهيكلية تشابه النتائج • وأن حوالي ٩٠% من التغير في الانتاج انما يرجع الى متغير محدد له الخصائص الاحصائية للمتغيرات المحدده • عندما دلت هذه النتائج على عدم منحوية المعمر • وحدده من المعادله كانت النتيجة هي :

$$ع = ٠.٠٢٥ ر + ٠.٦٨٤١ ر ب + ٠.٨٩٨ ر ج$$

$$(٠.٨٥٧)$$

ومن هنا يستند بحصر الاعتماد بين القياسيون على اتساق دالة الطلب التي يظهر (م) فيها كتغير تابع والتي تقدر معالمها بطريقه المبيعات الصغرى • مع طريقة المعادلات الآتية •

والتيبرر لظهور الاستهلاك كتغير مستقل هو التقارب الشديد بين بيانات الاستهلاك والنتائج • هذا الى جانب أن النتائج انما تحسده المتغيرات الاقتصادية ذات فترات التأخير الى جانب المتغيرات الخارجيه

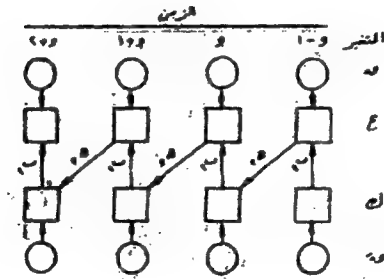
الحارة كالزود الحارس.

ونعرب الآن مثالا لنستخدم بسيط يوضح لنا ما سبق . وذلك هو هذا
النموذج . فترة تأخير في دالة الجمر راد يتحدد المعرور (ك) بالمعبر
في السنة السابقة جـ . وذلك بالصورة :

$$ج = ١٣ ك + ٥$$

$$ك = ٥ ج + ١٣$$

والشكل التالي قد يساعد على فهم اتجاهات تفاعل التغيرات الاعتمادية
مع بعضها البعض .



والاسهم التي تتحدد جانبيا من جزء الى جزء ومن جزء الى جزء ١٠ ومن جزء ١٠ الى
 جزء ٢٠ تدل على دالة العزوة. أما دالة الطلب فتدل عليها الاحصاء
 الموضحة من جزء الى جزء ومن جزء ١٠ الى جزء ٢٠ ومن جزء ٢٠ الى جزء ٢٠ وإذا كانت
 مرتبطة مع قوة ولكن تخضع دالة العزوة لطريقة الارتفاعات الصغرى على
 أن يظهر (أو) كتغير تابع. كما يمكن أيضا تخفيض دالة الطلب على حسده
 بطريقة الارتفاعات الصغرى على أن يظهر (أو) فيها كتغير تابع.

Recursive Models

(٢) النافذ التاجية

يتضح من الشكل السابق أن أثر حمولة على σ ، وأثر σ على ϵ ،
 هو مثل بعينها في صورة سلسلة تراكمية بسيطة . فيوصف التوزيع بأنـــــــــــــــــه
 تراكمي إذا رعت معادلات الهيكلية بحيث أن المعادلة الأولى تكون فيها
 المتغيرات المحددة فقط الطرف الايسر . وفي المعادلة الثانية تكون
 المتغيرات المحددة والتغير الداخلي الأولى ، الذي ظهر في المعادلة
 الأولى ، في الطرف الايسر وهكذا أي أن :

(ح_۱ ح_۲ ح_n : ق_۱)

..... ()

مجموعه (مجموعه ۱، ۲، ۳، ۴، ۵، ۶، ۷، ۸، ۹، ۱۰، ۱۱، ۱۲، ۱۳، ۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷، ۱۸، ۱۹، ۲۰، ۲۱، ۲۲، ۲۳، ۲۴، ۲۵، ۲۶، ۲۷، ۲۸، ۲۹، ۳۰، ۳۱، ۳۲، ۳۳، ۳۴، ۳۵، ۳۶، ۳۷، ۳۸، ۳۹، ۴۰، ۴۱، ۴۲، ۴۳، ۴۴، ۴۵، ۴۶، ۴۷، ۴۸، ۴۹، ۵۰، ۵۱، ۵۲، ۵۳، ۵۴، ۵۵، ۵۶، ۵۷، ۵۸، ۵۹، ۶۰، ۶۱، ۶۲، ۶۳، ۶۴، ۶۵، ۶۶، ۶۷، ۶۸، ۶۹، ۷۰، ۷۱، ۷۲، ۷۳، ۷۴، ۷۵، ۷۶، ۷۷، ۷۸، ۷۹، ۸۰، ۸۱، ۸۲، ۸۳، ۸۴، ۸۵، ۸۶، ۸۷، ۸۸، ۸۹، ۹۰، ۹۱، ۹۲، ۹۳، ۹۴، ۹۵، ۹۶، ۹۷، ۹۸، ۹۹، ۱۰۰، ۱۰۱، ۱۰۲، ۱۰۳، ۱۰۴، ۱۰۵، ۱۰۶، ۱۰۷، ۱۰۸، ۱۰۹، ۱۱۰، ۱۱۱، ۱۱۲، ۱۱۳، ۱۱۴، ۱۱۵، ۱۱۶، ۱۱۷، ۱۱۸، ۱۱۹، ۱۲۰، ۱۲۱، ۱۲۲، ۱۲۳، ۱۲۴، ۱۲۵، ۱۲۶، ۱۲۷، ۱۲۸، ۱۲۹، ۱۳۰، ۱۳۱، ۱۳۲، ۱۳۳، ۱۳۴، ۱۳۵، ۱۳۶، ۱۳۷، ۱۳۸، ۱۳۹، ۱۴۰، ۱۴۱، ۱۴۲، ۱۴۳، ۱۴۴، ۱۴۵، ۱۴۶، ۱۴۷، ۱۴۸، ۱۴۹، ۱۵۰، ۱۵۱، ۱۵۲، ۱۵۳، ۱۵۴، ۱۵۵، ۱۵۶، ۱۵۷، ۱۵۸، ۱۵۹، ۱۶۰، ۱۶۱، ۱۶۲، ۱۶۳، ۱۶۴، ۱۶۵، ۱۶۶، ۱۶۷، ۱۶۸، ۱۶۹، ۱۷۰، ۱۷۱، ۱۷۲، ۱۷۳، ۱۷۴، ۱۷۵، ۱۷۶، ۱۷۷، ۱۷۸، ۱۷۹، ۱۸۰، ۱۸۱، ۱۸۲، ۱۸۳، ۱۸۴، ۱۸۵، ۱۸۶، ۱۸۷، ۱۸۸، ۱۸۹، ۱۹۰، ۱۹۱، ۱۹۲، ۱۹۳، ۱۹۴، ۱۹۵، ۱۹۶، ۱۹۷، ۱۹۸، ۱۹۹، ۲۰۰، ۲۰۱، ۲۰۲، ۲۰۳، ۲۰۴، ۲۰۵، ۲۰۶، ۲۰۷، ۲۰۸، ۲۰۹، ۲۱۰، ۲۱۱، ۲۱۲، ۲۱۳، ۲۱۴، ۲۱۵، ۲۱۶، ۲۱۷، ۲۱۸، ۲۱۹، ۲۲۰، ۲۲۱، ۲۲۲، ۲۲۳، ۲۲۴، ۲۲۵، ۲۲۶، ۲۲۷، ۲۲۸، ۲۲۹، ۲۳۰، ۲۳۱، ۲۳۲، ۲۳۳، ۲۳۴، ۲۳۵، ۲۳۶، ۲۳۷، ۲۳۸، ۲۳۹، ۲۴۰، ۲۴۱، ۲۴۲، ۲۴۳، ۲۴۴، ۲۴۵، ۲۴۶، ۲۴۷، ۲۴۸، ۲۴۹، ۲۵۰، ۲۵۱، ۲۵۲، ۲۵۳، ۲۵۴، ۲۵۵، ۲۵۶، ۲۵۷، ۲۵۸، ۲۵۹، ۲۶۰، ۲۶۱، ۲۶۲، ۲۶۳، ۲۶۴، ۲۶۵، ۲۶۶، ۲۶۷، ۲۶۸، ۲۶۹، ۲۷۰، ۲۷۱، ۲۷۲، ۲۷۳، ۲۷۴، ۲۷۵، ۲۷۶، ۲۷۷، ۲۷۸، ۲۷۹، ۲۸۰، ۲۸۱، ۲۸۲، ۲۸۳، ۲۸۴، ۲۸۵، ۲۸۶، ۲۸۷، ۲۸۸، ۲۸۹، ۲۹۰، ۲۹۱، ۲۹۲، ۲۹۳، ۲۹۴، ۲۹۵، ۲۹۶، ۲۹۷، ۲۹۸، ۲۹۹، ۳۰۰، ۳۰۱، ۳۰۲، ۳۰۳، ۳۰۴، ۳۰۵، ۳۰۶، ۳۰۷، ۳۰۸، ۳۰۹، ۳۱۰، ۳۱۱، ۳۱۲، ۳۱۳، ۳۱۴، ۳۱۵، ۳۱۶، ۳۱۷، ۳۱۸، ۳۱۹، ۳۲۰، ۳۲۱، ۳۲۲، ۳۲۳، ۳۲۴، ۳۲۵، ۳۲۶، ۳۲۷، ۳۲۸، ۳۲۹، ۳۳۰، ۳۳۱، ۳۳۲، ۳۳۳، ۳۳۴، ۳۳۵، ۳۳۶، ۳۳۷، ۳۳۸، ۳۳۹، ۳۴۰، ۳۴۱، ۳۴۲، ۳۴۳، ۳۴۴، ۳۴۵، ۳۴۶، ۳۴۷، ۳۴۸، ۳۴۹، ۳۵۰، ۳۵۱، ۳۵۲، ۳۵۳، ۳۵۴، ۳۵۵، ۳۵۶، ۳۵۷، ۳۵۸، ۳۵۹، ۳۶۰، ۳۶۱، ۳۶۲، ۳۶۳، ۳۶۴، ۳۶۵، ۳۶۶، ۳۶۷، ۳۶۸، ۳۶۹، ۳۷۰، ۳۷۱، ۳۷۲، ۳۷۳، ۳۷۴، ۳۷۵، ۳۷۶، ۳۷۷، ۳۷۸، ۳۷۹، ۳۸۰، ۳۸۱، ۳۸۲، ۳۸۳، ۳۸۴، ۳۸۵، ۳۸۶، ۳۸۷، ۳۸۸، ۳۸۹، ۳۹۰، ۳۹۱، ۳۹۲، ۳۹۳، ۳۹۴، ۳۹۵، ۳۹۶، ۳۹۷، ۳۹۸، ۳۹۹، ۴۰۰، ۴۰۱، ۴۰۲، ۴۰۳، ۴۰۴، ۴۰۵، ۴۰۶، ۴۰۷، ۴۰۸، ۴۰۹، ۴۱۰، ۴۱۱، ۴۱۲، ۴۱۳، ۴۱۴، ۴۱۵، ۴۱۶، ۴۱۷، ۴۱۸، ۴۱۹، ۴۲۰، ۴۲۱، ۴۲۲، ۴۲۳، ۴۲۴، ۴۲۵، ۴۲۶، ۴۲۷، ۴۲۸، ۴۲۹، ۴۳۰، ۴۳۱، ۴۳۲، ۴۳۳، ۴۳۴، ۴۳۵، ۴۳۶، ۴۳۷، ۴۳۸، ۴۳۹، ۴۴۰، ۴۴۱، ۴۴۲، ۴۴۳، ۴۴۴، ۴۴۵، ۴۴۶، ۴۴۷، ۴۴۸، ۴۴۹، ۴۵۰، ۴۵۱، ۴۵۲، ۴۵۳، ۴۵۴، ۴۵۵، ۴۵۶، ۴۵۷، ۴۵۸، ۴۵۹، ۴۶۰، ۴۶۱، ۴۶۲، ۴۶۳، ۴۶۴، ۴۶۵، ۴۶۶، ۴۶۷، ۴۶۸، ۴۶۹، ۴۷۰، ۴۷۱، ۴۷۲، ۴۷۳، ۴۷۴، ۴۷۵، ۴۷۶، ۴۷۷، ۴۷۸، ۴۷۹، ۴۸۰، ۴۸۱، ۴۸۲، ۴۸۳، ۴۸۴، ۴۸۵، ۴۸۶، ۴۸۷، ۴۸۸، ۴۸۹، ۴۹۰، ۴۹۱، ۴۹۲، ۴۹۳، ۴۹۴، ۴۹۵، ۴۹۶، ۴۹۷، ۴۹۸، ۴۹۹، ۵۰۰، ۵۰۱، ۵۰۲، ۵۰۳، ۵۰۴، ۵۰۵، ۵۰۶، ۵۰۷، ۵۰۸، ۵۰۹، ۵۱۰، ۵۱۱، ۵۱۲، ۵۱۳، ۵۱۴، ۵۱۵، ۵۱۶، ۵۱۷، ۵۱۸، ۵۱۹، ۵۲۰، ۵۲۱، ۵۲۲، ۵۲۳، ۵۲۴، ۵۲۵، ۵۲۶، ۵۲۷، ۵۲۸، ۵۲۹، ۵۳۰، ۵۳۱، ۵۳۲، ۵۳۳، ۵۳۴، ۵۳۵، ۵۳۶، ۵۳۷، ۵۳

هكذا . . . مع افتراض أن التغيرات العشوائية مستقلة .

أن أهم خصائص هذا النوع أن الجاد لا يمكن أن يتم قياسه بطريقة السمات المبررة المادية كل على حدة دون فهم عميق وزاد والاضاح تعيد صياغة النوع الماين بصورة الكاملة.

إذا فرضنا أن لدينا ن من المتغيرات الداخلية + ط من المتغيرات الخارجية
في النموذج وكانت معادلاته هي :

$$\begin{aligned} \text{م}_1 &= \text{ك}_1 \text{م}_1 + \text{ك}_2 \text{م}_2 + \dots + \text{ك}_n \text{م}_n + \text{ق}_1 \\ \text{م}_2 &= \text{ك}_1 \text{م}_1 + \text{ك}_2 \text{م}_2 + \dots + \text{ك}_n \text{م}_n + \text{ق}_2 \\ \text{م}_3 &= \text{ك}_1 \text{م}_1 + \text{ك}_2 \text{م}_2 + \dots + \text{ك}_n \text{م}_n + \text{ق}_3 \\ \text{م}_4 &= \text{ك}_1 \text{م}_1 + \text{ك}_2 \text{م}_2 + \dots + \text{ك}_n \text{م}_n + \text{ق}_4 \end{aligned}$$

وباستخدام البيانات المتاحة من المتغيرات الخارجية (م) + وتطبيق طريقة
المربعات الصغرى العادية (O L S) للمعادلة الأولى فأننا نحصل على قيمة
م التقديرية (م^١) للمتغير الداخلي الأول . والتالي نستخدم القيم المحسوبة
للمتغير المفسر (م^١) في المعادلة الثانية مع تطبيق نفس طريقة التقدير طالما
أن المتغيرات الخارجية (م) مستقلة عن الأخطاء العشوائية ق_٢ . وكذلك
م^١ مستقل عن ق_٢ حيث أن الخطأ العشوائي الوحيد المرتبط بالمتغير م^١ هو
ق_١ . وبافتراض أن الخطأين العشوائيين ق_١ + ق_٢ مستقلين فإن م^١ + ق_٢ مستقلين .

وتسمى هذه النماذج أيضا بالنماذج المثلثية Triangular لأن
معالم المتغيرات الداخلية (β) تشكل ترتيبها مثلثيا يكون قطره الرئيسي يساوي
الوحدة كما لا تظهر أية معالم فوق هذا القطر . فإذا فرضنا على سبيل المثال
أن لدينا نموذجا به أربعة متغيرات داخلية وخمسة متغيرات محددة كالآتي :

$$\begin{aligned} \text{م}_1 &= \text{ك}_1 \text{م}_1 + \text{ك}_2 \text{م}_2 + \text{ك}_3 \text{م}_3 + \text{ق}_1 \\ \text{م}_2 &= \text{ك}_1 \text{م}_1 + \text{ك}_2 \text{م}_2 + \text{ك}_3 \text{م}_3 + \text{ق}_2 \\ \text{م}_3 &= \text{ك}_1 \text{م}_1 + \text{ك}_2 \text{م}_2 + \text{ك}_3 \text{م}_3 + \text{ق}_3 \\ \text{م}_4 &= \text{ك}_1 \text{م}_1 + \text{ك}_2 \text{م}_2 + \text{ك}_3 \text{م}_3 + \text{ق}_4 \end{aligned}$$

ونلاحظ في الجدول السابق أن معالم (P) قد رتبته بشكل متسلسل
نقيم معالم القطر هو الواحد الصحيح ، وقيم المعالم التي تعلقها كلها
أصفار ، ما يدل على أن التوسيع تراجمي (recursive) ، وأن
معادلاته يمكن قياسها بطريقة المرحلات الصغرى العادية التي تعطينا
تقديرات متتمة احصائيا بشرط أن يتم القياس للمعادلة الأولى ثم الثانية وهكذا .
ونلجأ الى مثال آخر من التوسيع التراجمي زيادة في الايضاح
يمثل هيكل الممر والطلب على البطاطس . نعرّف أن متغيرات التوسيع هي :

- م_١ = العوامل الجرسية
- م_٢ = دخل الفرد التجمعي
- م_٣ = التغير في الخدمات الترفيهية
- م_٤ = الناتج
- م_٥ = الممتلكات
- م_٦ = سعر التوزيع
- م_٧ = سعر الموزع في السنة الحالية
- م_٨ = سعر الموزع في السنة السابقة .

وتمتبر المتغيرات الاربعة (م_١ ، م_٢ ، م_٣ ، م_٤) متغيرات خارجة بينما المتغيرات الاربعة
م_٥ ، م_٦ ، م_٧ ، م_٨ متغيرات داخلية . ويمكن أن تظهر هذه المتغيرات ومعادلات التوسيع
بالصورة التالية :

$$\begin{aligned} \text{م}_١ &= \text{د} (\text{م}_١ + \text{م}_٢ + \text{م}_٣ + \text{م}_٤) \\ \text{م}_٢ &= \text{د} (\text{م}_١ + \text{م}_٢ + \text{م}_٣ + \text{م}_٤) \\ \text{م}_٣ &= \text{د} (\text{م}_١ + \text{م}_٢ + \text{م}_٣ + \text{م}_٤) \end{aligned}$$

$$ص_1 = د (ص_2 + ص_3) + ق_1$$

وبافتراض أن الدوال خطية • وأن التغيرات تظهر في صورة انحرافات عن أوضاعها الحسابية • وأن التغيرات العشوائية $ق_1$ • $ق_2$ • $ق_3$ ليست مرتبطة ببعضها البعض • صار من الممكن كتابة النموذج بالصورة التالية :

$$\begin{aligned} ص_1 &= ص_2 + ص_3 - ق_1 \\ ص_2 &= ص_3 - ق_2 \\ ص_3 &= ص_4 - ق_3 \\ ص_4 &= ص_5 - ق_4 \end{aligned}$$

ويمكن ترتيب المعامل بالشكل الآتي :

معامل التغيرات الخارجية				معامل التغيرات الداخلية				التغيرات العشوائية			
ص ₁	ص ₂	ص ₃	ص ₄	ص ₁	ص ₂	ص ₃	ص ₄	ق ₁	ق ₂	ق ₃	ق ₄
1	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0
0	1	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0
0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	1	0
0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1

من الملاحظ عدم وجود معال في قطر مصفوفة المعامل التي تربط التغيرات الداخلية ببعضها البعض • ولذا فهي تكتب • $ص_1 = ص_2 + ص_3 - ق_1$ • $ص_2 = ص_3 - ق_2$ • $ص_3 = ص_4 - ق_3$ • $ص_4 = ص_5 - ق_4$ •

٢ - استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير معالم كل معادلة من معادلات النموذج في صورته المختزلة ، وذلك بشرط تحقق الشروط المعروفة الخاصة بالخطأ العشوائي في معادلات الصورة المختزلة . ويرمز عادة لمعالم معادلات الصيغة المختزلة بالرمز (٢٢) ، وقد سبق لنا شرح العلاقة بينهما وبين معالم المعادلات الهيكلية .

٣ - استخدام تقديرات معالم الصورة المختزلة (٢٢) ، التي أمكن الحصول عليها في الخطوة السابقة ، في حساب المعالم الهيكلية عن طريق مجموعة العلاقات التالية بين المعالم في الصورتين المختزلة والهيكلية وتكون هذه التقديرات وحيدة إذا كان النموذج الهيكلى مميزا تماما .
وتوضيحا للشرح السابق نضرب مثالا من نماذج تحديد العمر إذا فرضنا أن سور احد الملع يمكن وصفه بنموذج المعادلات الآتية :

$$ط = إ + أ + ع + أ + ي + ق١$$

$$س = ب + ب١ + ع + ب٢ + س١ + ق٢$$

$$ط = ص$$

حيث ط = الكمية الحالية ص = الكمية المعروضة

ع = الممصر ي = الدخيل

س = الرقم القياسى للظروف الجوية .

والنموذج السابق كامل ، حيث به ثلاث متغيرات داخلية ط ، ص ، ع ، وثلاث معادلات ، كما يحتوى النموذج أيضا على متغيرين خارجيين : الدخيل (ي) والظروف الجوية (س) . والنموذج مميز تماما حيث يمكن اثبات أن كل معادلة ساكنية فيه مميزة تماما .
وفيا إلى النموذج بصورته المختزلة ، حيث نجد المتغيرات الداخلية داله في المتغيرات الخارجية ، ويمكننا الحصول عليه بالطرق السابق شرحها :

$$١٥ + س = \frac{٢٢ \cdot ١^1 - ١^1}{١^1 - ١٢} + ع = \frac{٢٢ \cdot ٢^1}{١^1 - ١٢} + \frac{٢ \cdot ١^1 - ١٢ \cdot ١}{١^1 - ١٢} = ط$$

$$١٦ + س = \frac{٢٢ - ١}{١^1 - ١٢} + ع = \frac{٢^1}{١^1 - ١٢} + \frac{٢ - ١}{١^1 - ١٢} = ع$$

$$\text{أي أن : } ط = ١٢ + ع + ٢٢ س + ١٢ س + ١٢ س + ١٢ س$$

$$ع = ١٢ + ع + ٢٢ س + ١٢ س + ١٢ س + ١٢ س$$

$$\text{حيث } ك = \frac{٢ \cdot ١^1 - ١٢ \cdot ١}{١^1 - ١٢} \text{ وهكذا } \dots$$

واعتدالم بيانات القيمة المعتمدة بالنسبة للفترة ط + ع + س + س
في معادلات القيمة المتفرقة • وتطبق طريقة الرحلة الصغرى للمعادلة لكل
معادلة على حدة • لأننا نحول على تعديرات للمعادل (١٢) •

من ثم نحولهم (١٢) في مجموعة المعادلات بين معادلات القيمة
المتفرقة والصورة الهيكلية • وهذه المعادلات هي :-

$$١ = ١^1 + \left(\frac{٢١^1}{٢٢^1} - \frac{١^1}{١^1} \right) \cdot ١^1 + \frac{٢١^1}{٢٢^1}$$

$$١ = ١^1 + \left(\frac{٢١^1}{٢٢^1} - \frac{١^1}{١^1} \right) \cdot ١^1 + \frac{٢١^1}{٢٢^1}$$

$$٢ = ١^1 + \left(\frac{٢١^1}{٢٢^1} - \frac{١^1}{١^1} \right) \cdot ١^1 + \frac{٢١^1}{٢٢^1}$$

$$٣ = ١^1 + \left(\frac{٢١^1}{٢٢^1} - \frac{١^1}{١^1} \right) \cdot ١^1 + \frac{٢١^1}{٢٢^1}$$

فاننا نحصل على تعديرات العالم في المعادلة السابقة وهي:

$$\hat{A}_1 = 10881981 + \frac{1}{2} \hat{H} + 77,17 = \frac{1}{11} \hat{W} = 325,15$$

حيث كانت $\hat{r} = -870$

ثم نطبق طريقة السحابة المعكرونة للمعادلة الثانية من معادلات الصيغة المعكرونة وهي:

$$ع = \hat{W} + \frac{1}{11} \hat{Y} + \frac{1}{2} \hat{W} + \frac{1}{2} \hat{Q}$$

ونحصل على التعديرات الآتية:

$$\hat{A}_1 = 10881981 + \frac{1}{2} \hat{H} + 77,17 = \frac{1}{11} \hat{W} = 325,15$$

حيث كانت $\hat{r} = -171$

والتعديرات هذه التي في العلاقات السابقة فاننا نحصل على قيم العالم الجديدة التالية:

$$\hat{A}_1 = 10881981 + \left(\frac{325,15}{11,38} - \frac{10881981}{0,11} \right) \approx 10881981$$

$$\hat{A}_1 = \frac{325,15}{11,38} = 28,58$$

$$\hat{A}_1 = 77,17 + \left(\frac{325,15}{11,38} - \frac{77,17}{1,1} \right) \approx 77,17$$

$$\hat{A}_1 = 10881981 + \left(\frac{77,17}{1,1} - \frac{10881981}{0,11} \right) \approx 10881981$$

$$0.071 = \frac{77.7}{17.04} = 4.56$$

$$3.18 = (\frac{77.7}{17.04} - \frac{77.05}{17.38}) 17.38 = 4.56$$

(٢) الفرض

تخى طريقة السمات الصغرى غير الجائرة على أساس الفرض الأربعة

التاليسية:

أ - أن تكون المعادلات الهيكلية مميزة تمامًا .

لقد سبق أن أشرنا إلى استعانة تقدير معالم النموذج
انهيكلي إذا كانت معادلات غير مميزة . ومع ذلك فإنه من الممكن تقدير الصيغة
المختزلة لنموذج غير مميز ، مع استخدام المعالم (٢) للتنبؤ بوضوح
السياسات ، ولكن من غير الممكن الحصول على تقديرات للمعالم الهيكلية
لهذا النموذج ، حيث أن مجموعة العلاقات الدالية بين معالم الصيغتين ستكون
أقل عددًا من عدد المعالم الهيكلية المجهولة . وإذا كان النموذج الهيكلية
أكثر من مميز فإن تطبيق طريقة الصيغة المختزلة سوف لا توصلنا إلى تقديرات وحيدة
للمعالم ، حيث أن عدد العلاقات الدالية سيكون أكبر من عدد المعالم الهيكلية
المجهولة .

ب - أن تحقق الفرض المعرفية المتة لطريقة السمات الصغرى
العادية بالنسبة للخطأ المعرفي في معادلة الصيغة المختزلة ، حيث أن طريقة
السمات الصغرى العادية (OLS) تستخدم للحصول على تقديرات معالم
الصيغة المختزلة (٢) . والخطأ المعرفي لمعادلات الصيغة المختزلة
(ق) ، له الخصائص التالية : أنه عشوائي ، ويتوسط يحاذي الصفر : (ق) = ٠
سفر ، وتباينه ثابت :

ع (ق_٢) = س_٢ ، ق_٢ مستطد ط_٢ [ع (ق_٢ ق_٢) = ص_٢]
 للقيم ρ و μ ط_٢ ق_٢ موزع توزيعاً معتمداً ، ولغيره أن ق_٢ مستطد من التفسيرات
 المستقلة للنموذج . [ع (ق_٢ ح_٢) = ص_٢]

فإذا تحققت الفروض المشاوية فإن تقديرات معالم المصفوفة المختلطة
 مستتبع بخصائص الخطية والاحسن وعدم التحيز (best, linear, unbiased) .
 أما إذا لم تتحقق ، فإن التقديرات ستكون بها أخطاء سوف تنتقل إلى تقديرات
 المعالم الهيكلية (ب) بإغطائها المباشرة .

ح - ألا تكون التفسيرات الخارجية مرتبطة ببعضها البعض ارتباطاً طرئاً
 تاماً . د - أن تكون المتغيرات الاحتمالية مجمعة تجميعاً صحيحاً .

وما سبق يتضح أن طريقة المربعات الصغرى غير الباعرة بينه طرئاً
 نفس شروط طريقة المربعات الصغرى العادية بالإضافة إلى شروط التمييز التام
 تمييزاً تاماً .

(٣) خصائص تقديرات طريقة (I L S) للمعالم الهيكلية

يتضح مما سبق أنه إذا تحققت فروض طريقة المربعات الصغرى
 غير الباعرة فإن تقديرات المعالم المختلطة/بخصائص الخطية والاحسن وعدم التحيز .
 ومع ذلك فإنه يمكن إثبات أن تقديرات المعالم الهيكلية التحمل طرئاً من المعالم
 المختلطة تكون متحيزة للبيانات صغيرة الحجم ، ولكنها تكون متصفة بـ مجموعتي
 أن تحيزها يؤول إلى الصفر كلما كبر حجم العينة . أما تقديرات المربعات الصغرى
 العادية فتكون غير متصفة .

ومعنى ذلك أن طريقة المربعات الصغرى غير الباعرة تحولت
 إلى تقديرات غير متحيزة ومتصفة للمعالم المختلطة (٣) ، ومتحيزة ولكنها متصفة
 للمعالم الهيكلية (ب) . ومعناه أنه فإن تقديرات المعالم الهيكلية لا تكون بالكمالية ؛
 إلا أنه أي أن تباین المعالم (ب) لا يكون أقل ما يمكن . ولغيره أن الطريقة
 غير الباعرة تغفل الطريقة العادية لاتمام تقديراتها ، ولما احتاجها إذا ما توفرت

يطلق التفسير الأخرى التي تمثل هذه العلاقة.

رابعاً - طريقة التغيرات الخدمية Instrumental variables

(١) أهمية الطريقة

هي ايضاً إحدى طرق المعادلة المربعة ، وقد تكون التحول إليها كحل لمشكلة تعويض المعادلات الآتية ، كما أنها تلبي التفتيش الأكثر من ميو (overidentified) ، وتهدف طريقة التغيرات الخدمية للمساعدة على الاتصال من التسمية بين التغير المفوضي (ق) والتغيرات المفسرة باستخدام التغيرات الخارجية المناسبة كتغيرات مساعدة ، والتغيرات التحول عليها تصفها الاتساق للمينات الكبيرة ولكنها متحيزة للمينات الصغيرة ، وبالرغم من عدم شيوع استخدام هذه الطريقة في البحوث الاقتصادية القياسية إلا أنها لا زالت لهم بعض طرق القياس الأخرى .

وتنقسم الطريقة في الخطوات الآتية :-

الخطوة الأولى :

لختيار التغيرات المساعدة المناسبة والتي تحول محل التفسير الداخلي لتظهر كتغيرات مفسرة في الطرف الأخر من المعادلة الهيكلية . والتغير المساعد هو متغير خارجي يكون موجوداً ضمن نموذج المعادلات الهيكلية ، وتحقق فيه الشرط الآتي :-

أ - أن يكون بينه وبين التغير التابع في المعادلة المذكورة ارتباط

قوي .

ب - أن يكون بينه وبين التغير الداخلي ، الذي يحل معطاه

في المعادلة الهيكلية ، ارتباط قوي .

ج - أن يكون متغيراً خارجياً متلباً من خارج نطاق الهيكل الاقتصادي

حتى لا يكون بينه وبين التغير العشوائي للمعادلة الهيكلية ارتباطاً

د - ألا يكون بينه وبين المتغيرات الخارجية ، التي تظهر في المعادلة الهيكلية المذكورة ، ارتباط قوى تقادها لمفاصل الازدواج الخطى .

هـ - إذا استخدم أكثر من متغير مساعد في نفس المعادلة الهيكلية كان من الواجب أن يكون الارتباط بينها ضعيفا ، منعا لظهور مشكلة الازدواج الخطى . ومن أجل ذلك كان من الواجب اختيار عدد من المتغيرات المساعدة بعدد المتغيرات الداخلية التي تظهر كتغيرات مفسرة في المعادلة الهيكلية المعينة . فإذا احتوت هذه المعادلة على متغيرات خارجية استخدمت هذه المتغيرات كتغيرا ، مساعدا .

الخطوة الثانية :

تغرب المعادلة الهيكلية بكل من المتغيرات المساعدة ، فنعصل في النهاية د - من المعادلات الخطية بعدد المعالم المجهولة . يحصل هذه المعادلات نحصل على المعالم الهيكلية . ونورد فيما يلي بعض الأمثلة البسيطة توضيحا لخطوات هذه الطريقة :

مثال (١) :

إذا فرضنا أن المعادلة الهيكلية تحتوي على متغير مفسر واحد (س_١) ، يرتبط بالخطأ المعرفي (ق) ، حيث أن س_١ متغير داخلي في النموذج فـ س_١ تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية للمعادلة التالية :

$$س = ب + س_١ + ق$$

بمطابق تقديرات متعززة وغير متسقة . وتقادها لهذه المشكلة نفترض أن هناك في معادلة ما بالنموذج ، الذي يتضمن المعادلة السابقة ، متغير خارجي (ع) تحقق فيه الشروط السابقة ، بمعنى أنه يرتبط بكل من س_١ و س_٢ ارتباطا قويا ، ولكنه لا يرتبط بالخطأ المعرفي (ق) . ولذا فانه من الممكن استخدام (ع) كتفسير مساعد ، لتحل محل س_٢ في المعادلة السابقة . وربما كان من الأفضل في هذه المرحلة أن تظهر متغيرات المعادلة الهيكلية في صورة انحرافات حتى لا يظهر

التي هي ب - تكون المعادلة هي :

$$ص = ب + ١ ص + ٢ ص + ٣ ص$$

حيث ص = (ص - ص) + ص = (ص - ص) + ص = ص
الخطوة التالية هي ضرب المعادلة الهيكلية بالتغير المساعد + ثم الجمع لجميع
بيانات المعينة أي أن :

$$ص (ص) = ب (ص) + ص (ص) + ص (ص) + ص (ص)$$

ولما كانت ص في غير مرتبطة فربما فإن ص (ص) = ص (ص) = ص (ص) = ص (ص)
يكون من الممكن حذف الحد الأخير من المعادلة لتصبح المعادلة بالصورة :

$$ص (ص) = ب (ص) + ص (ص) + ص (ص) + ص (ص)$$

$$\therefore \frac{ص (ص)}{ص (ص)} = \frac{ب (ص) + ص (ص) + ص (ص) + ص (ص)}{ص (ص)}$$

بشال (٢) :

نفترض أن المعادلة الهيكلية تحتوي على متغيرين مفسرين ص١ + ص٢ + ص٣ + ص٤
متغيرين داخليين في نموذج المعادلات الهيكلية + ولذا فهي مرتبطة بالخطأ العشوائي
في - فإذا كان النموذج الأمثل :

$$ص = ب + ١ ص + ٢ ص + ٣ ص + ٤ ص$$

وفي صورة الانحرافات يكون هو :

$$ص = ب + ١ ص + ٢ ص + ٣ ص + ٤ ص$$

حيث ص (ص) = ص (ص) + ص (ص) + ص (ص) + ص (ص) + ص (ص)

ولتفادي تحيز الارتفاعات المفسرة في التقدير + نفترض أن هذه المعادلة هي جزء
من نموذج أكبر من المعادلات الآتية التي بها المتغيرين الغلوبيين ص١ + ص٢ + ص٣ + ص٤
يتعلق فيها شروط التغيرات المساعدة - ولذا نضرب جميع تغيرات المعادلات

الهيكلية في كل من التفسيرين الساعدين ، ثم تجمع بالنسبة لملاحظات المعينة
لنعمل على المعادلتين الآتيتين :

$$\text{مجم ص ١٤} = \text{ب ١} + \text{مجم ص ١٤} + \text{ب ٢} + \text{مجم ص ٢٤} + \text{مجم ج ١ ق}$$

$$\text{مجم ص ٢٤} = \text{ب ١} + \text{مجم ص ١٤} + \text{ب ٢} + \text{مجم ص ٢٤} + \text{مجم ج ٢ ق}$$

والحد الأخير في المعادلتين يمكن حذفها حيث أن قيمها المتوقعة تساوى الصفر .
بحل المعادلتين في صورتين الجديتين يمكن الحصول على التقديرات التالية
لمعلمتين ب ١ و ب ٢ باستخدام أسلوب المحددات :

$$\frac{\begin{vmatrix} (\text{مجم ص ١٤}) & (\text{مجم ص ٢٤}) \\ (\text{مجم ص ٢٤}) & (\text{مجم ص ٢٤}) \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} (\text{مجم ص ١٤}) & (\text{مجم ص ٢٤}) \\ (\text{مجم ص ٢٤}) & (\text{مجم ص ٢٤}) \end{vmatrix}}} = \text{ب ١}$$

$$\frac{\begin{vmatrix} (\text{مجم ص ٢٤}) & (\text{مجم ص ١٤}) \\ (\text{مجم ص ٢٤}) & (\text{مجم ص ٢٤}) \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} (\text{مجم ص ١٤}) & (\text{مجم ص ٢٤}) \\ (\text{مجم ص ٢٤}) & (\text{مجم ص ٢٤}) \end{vmatrix}}} = \text{ب ٢}$$

وكما صحت الإشارة ، إذا كان أحد التفسيرات المقصود ، س ١ مثلا ،
متغير خارجي يمكن استخدامه كتفسير مساعد ، أي كانت س ١ مع اتساع
نفس الخطوات التالية .

وما قيل عن المعادلات التي بها متغير أو متغيرين مقصود
يمكن أن ينطبق على المعادلات التي بها أي عدد من التفسيرات المقصود .
ويمكن هنا أن نضرب مثلا اقتصاديا بمعادلة الاستهلاك البسيطة
التي يظهر فيها الانفاق الاستهلاكي (س) دالة في الدخل (س ١) في الصورة :

$$\text{س} = \text{ب} + \text{ب ١} + \text{س ١} + \text{ق}$$

ومن المعروف أن الدخل (س ١) والخطأ المعرفي (ق) مرتبطين
كما نعلم أيضا أن الاصول السائدة (ج) تظهر في إحدى معادلات النموذج كتفسير
مفسر خارجي يرتبط ارتباطا قويا بكل من الدخل (س ١) والانفاق الاستهلاكي

(ص) - ولذا كان من الممكن استخدام الاصول السائلة كتغير مساعد ليحل محل الدخول في المعادلة الهيكلية .

وفي النهاية فانه من الواضح أن هذه الطريقة تعمل على معالجة تسمية المتغيرات المفسرة والتغير العشوائى . أحد الفروض الهامة السالانم تحقيقها قبل استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية - ولذا نرى أنه اذا تنكنا من تحويل المعادلة الهيكلية بطريقة ما لنستعمل منها تسمية المتغيرات المفسرة والخطأ العشوائى لكنت طريقة المربعات الصغرى العادية طريقة مناسبة للتقدير .

ومن ناحية أخرى نرى أن استخدام التغير المساعد المناسب يحول المعادلة الهيكلية الى الصوره :

$$يـ د صـ جـ = يـ د مـ جـ صـ جـ + مـ جـ قـ$$

حيث نجد أن المتغير المفسر الجديد (مـ جـ) يحتوى على مـ أى أنه مازال مرتبطاً بالخطأ العشوائى الجديد (عـ قـ) - ونتيجة لذلك فإن تقديرات المعامل ستكون متحيزة في المعينات الصغيرة - ولما كان الارتباط بين المتغير المفسر بالخطأ العشوائى في المعادلة الجوله ضعيفاً فأننا نتوقع أن الحد الاخسـير في المعادلة السالـه سيؤـ دل الى الصغر كلما كبر حجم العينة - ولذا كان ممكن الممكن حذفه باستخدام طريقة المربعات الصغرى في تقدير معالم المعادلة السالـه العـوله ونرى تقديرات متممة للمعينات الكبيرة - وأن كانت متحيزة للمعينات الصغيرة .

(٢) عيوب الطريقة

١ - اختيار المتغيرات المساعدة غالباً ما يكون اعتباطياً

وإختلاف المتغير ستختلف قيمة التقدير

ب - تجاهل تأثير التغيرات الخارجية لنقى لا تظهر في المعادلة لا يجب إلا لأنه لم يتم اختيارنا الاخطاء طيها كتغيرات ماصةد .

هذا طما بأن كل متغير خارجي يؤثر في جميع المتغيرات الداخلية بالنسبوزج
سواء كان هذا التأثير تأثيرا مباشرا أو غير مباشر.

ج - صعوبة اختيار المتغير المساعد المناسب حيث أن المتغيرات
الخارجية غالباً ما تكون مرتبطة ببعضها البعض.

د - صعوبة التأكد من استقلال ق والمتغير المساعد .

هذا وأن كان يجب الاحتاطية في اختيار المتغير المساعد
الناسب يمكن فلاحه الى حد ما باستخدام مجموعات من المتغيرات المساعده بدلا
من استخدام كل على حده . كما سيأتى شرح ذلك في طريقة المبيعات الصغرى
ذات المرحلتين .

خامساً - طريقة المبيعات الصغرى ذات المرحلتين (2SLS)

(١) تعريف الطريقة

هى إحدى طرق المعادلة الواحدة التى ابتكرها
شيل (Theil) وكذا باسمان Rasmann وقد أعطت هذه الطريقة
نتائج طيبة لتقديرات المعالم الهيكلية ، ولذا فهي أهم طريقة من طسسبق
المعادلة الواحدة لتقدير النماذج الأكثر من موزة .

تعتبر هذه الطريقة امتدادا لطريقتى المبيعات الصغرى
غير المباهوة (ILS) ، والمتغيرات المساعده (IV) ، كما
سيتمح فلك فيما بعد . وتهدف هذه الطريقة الى التخلص من تحيز المعادلات
الآتيه ما أمكن . وقد اتضح أن مصدر هذا التحيز هو وجود المتغيرات
الداخلية ضمن المتغيرات المفسره في الدالة . وتتركب هذه المتغيرات الداخلية
من جزء منظم تعدده المتغيرات المحدده (الخارجية) في النموذج ، وجزء
آخر عشوائي . وهذا الاخير هو الذى يتسبب في التحيه بين المتغير المناسب
والمتأ المشروئى (ق) في المعادلة الهيكلية . ومنه طام تلاحظ في معادلات
الصيغة المختاره أن كل متغير داخلى قد ظهر كالة في جميع المتغيرات المحدده ،

للمعادلة الأصلية المحولة للحصول على تغديرات للمعالم الهيكلية:

وإذا فرضنا أن المعادلة الهيكلية الراهية في صيغتها العامة هي:-

$$ص_١ = ص_٢ + ص_٣ + ص_٤ + ص_٥ + ص_٦ + ص_٧ + ص_٨ + ص_٩ + ص_{١٠} + ص_{١١} + ص_{١٢} + ص_{١٣} + ص_{١٤} + ص_{١٥} + ص_{١٦} + ص_{١٧} + ص_{١٨} + ص_{١٩} + ص_{٢٠} + ص_{٢١} + ص_{٢٢} + ص_{٢٣} + ص_{٢٤} + ص_{٢٥} + ص_{٢٦} + ص_{٢٧} + ص_{٢٨} + ص_{٢٩} + ص_{٣٠} + ص_{٣١} + ص_{٣٢} + ص_{٣٣} + ص_{٣٤} + ص_{٣٥} + ص_{٣٦} + ص_{٣٧} + ص_{٣٨} + ص_{٣٩} + ص_{٤٠} + ص_{٤١} + ص_{٤٢} + ص_{٤٣} + ص_{٤٤} + ص_{٤٥} + ص_{٤٦} + ص_{٤٧} + ص_{٤٨} + ص_{٤٩} + ص_{٥٠} + ص_{٥١} + ص_{٥٢} + ص_{٥٣} + ص_{٥٤} + ص_{٥٥} + ص_{٥٦} + ص_{٥٧} + ص_{٥٨} + ص_{٥٩} + ص_{٦٠} + ص_{٦١} + ص_{٦٢} + ص_{٦٣} + ص_{٦٤} + ص_{٦٥} + ص_{٦٦} + ص_{٦٧} + ص_{٦٨} + ص_{٦٩} + ص_{٧٠} + ص_{٧١} + ص_{٧٢} + ص_{٧٣} + ص_{٧٤} + ص_{٧٥} + ص_{٧٦} + ص_{٧٧} + ص_{٧٨} + ص_{٧٩} + ص_{٨٠} + ص_{٨١} + ص_{٨٢} + ص_{٨٣} + ص_{٨٤} + ص_{٨٥} + ص_{٨٦} + ص_{٨٧} + ص_{٨٨} + ص_{٨٩} + ص_{٩٠} + ص_{٩١} + ص_{٩٢} + ص_{٩٣} + ص_{٩٤} + ص_{٩٥} + ص_{٩٦} + ص_{٩٧} + ص_{٩٨} + ص_{٩٩} + ص_{١٠٠}$$

حيث ص_١ = المتغيرات الداخلية
ص_٢ = المتغيرات المحددة
ص_٣ = معالم المتغيرات الداخلية
ص_٤ = معالم المتغيرات المحددة

وفي الخطوة الأولى نطبق طريقة المبيعات الصغرى العادية لمعادلات الصيغة المختزلة للحصول على تغديرات معالمها (٢٢) التي تظهر في المعادلات :-

$$\begin{aligned} ص_١ &= ص_٢ + ص_٣ + ص_٤ + ص_٥ + ص_٦ + ص_٧ + ص_٨ + ص_٩ + ص_{١٠} + ص_{١١} + ص_{١٢} + ص_{١٣} + ص_{١٤} + ص_{١٥} + ص_{١٦} + ص_{١٧} + ص_{١٨} + ص_{١٩} + ص_{٢٠} + ص_{٢١} + ص_{٢٢} + ص_{٢٣} + ص_{٢٤} + ص_{٢٥} + ص_{٢٦} + ص_{٢٧} + ص_{٢٨} + ص_{٢٩} + ص_{٣٠} + ص_{٣١} + ص_{٣٢} + ص_{٣٣} + ص_{٣٤} + ص_{٣٥} + ص_{٣٦} + ص_{٣٧} + ص_{٣٨} + ص_{٣٩} + ص_{٤٠} + ص_{٤١} + ص_{٤٢} + ص_{٤٣} + ص_{٤٤} + ص_{٤٥} + ص_{٤٦} + ص_{٤٧} + ص_{٤٨} + ص_{٤٩} + ص_{٥٠} + ص_{٥١} + ص_{٥٢} + ص_{٥٣} + ص_{٥٤} + ص_{٥٥} + ص_{٥٦} + ص_{٥٧} + ص_{٥٨} + ص_{٥٩} + ص_{٦٠} + ص_{٦١} + ص_{٦٢} + ص_{٦٣} + ص_{٦٤} + ص_{٦٥} + ص_{٦٦} + ص_{٦٧} + ص_{٦٨} + ص_{٦٩} + ص_{٧٠} + ص_{٧١} + ص_{٧٢} + ص_{٧٣} + ص_{٧٤} + ص_{٧٥} + ص_{٧٦} + ص_{٧٧} + ص_{٧٨} + ص_{٧٩} + ص_{٨٠} + ص_{٨١} + ص_{٨٢} + ص_{٨٣} + ص_{٨٤} + ص_{٨٥} + ص_{٨٦} + ص_{٨٧} + ص_{٨٨} + ص_{٨٩} + ص_{٩٠} + ص_{٩١} + ص_{٩٢} + ص_{٩٣} + ص_{٩٤} + ص_{٩٥} + ص_{٩٦} + ص_{٩٧} + ص_{٩٨} + ص_{٩٩} + ص_{١٠٠} \\ ص_٢ &= ص_٣ + ص_٤ + ص_٥ + ص_٦ + ص_٧ + ص_٨ + ص_٩ + ص_{١٠} + ص_{١١} + ص_{١٢} + ص_{١٣} + ص_{١٤} + ص_{١٥} + ص_{١٦} + ص_{١٧} + ص_{١٨} + ص_{١٩} + ص_{٢٠} + ص_{٢١} + ص_{٢٢} + ص_{٢٣} + ص_{٢٤} + ص_{٢٥} + ص_{٢٦} + ص_{٢٧} + ص_{٢٨} + ص_{٢٩} + ص_{٣٠} + ص_{٣١} + ص_{٣٢} + ص_{٣٣} + ص_{٣٤} + ص_{٣٥} + ص_{٣٦} + ص_{٣٧} + ص_{٣٨} + ص_{٣٩} + ص_{٤٠} + ص_{٤١} + ص_{٤٢} + ص_{٤٣} + ص_{٤٤} + ص_{٤٥} + ص_{٤٦} + ص_{٤٧} + ص_{٤٨} + ص_{٤٩} + ص_{٥٠} + ص_{٥١} + ص_{٥٢} + ص_{٥٣} + ص_{٥٤} + ص_{٥٥} + ص_{٥٦} + ص_{٥٧} + ص_{٥٨} + ص_{٥٩} + ص_{٦٠} + ص_{٦١} + ص_{٦٢} + ص_{٦٣} + ص_{٦٤} + ص_{٦٥} + ص_{٦٦} + ص_{٦٧} + ص_{٦٨} + ص_{٦٩} + ص_{٧٠} + ص_{٧١} + ص_{٧٢} + ص_{٧٣} + ص_{٧٤} + ص_{٧٥} + ص_{٧٦} + ص_{٧٧} + ص_{٧٨} + ص_{٧٩} + ص_{٨٠} + ص_{٨١} + ص_{٨٢} + ص_{٨٣} + ص_{٨٤} + ص_{٨٥} + ص_{٨٦} + ص_{٨٧} + ص_{٨٨} + ص_{٨٩} + ص_{٩٠} + ص_{٩١} + ص_{٩٢} + ص_{٩٣} + ص_{٩٤} + ص_{٩٥} + ص_{٩٦} + ص_{٩٧} + ص_{٩٨} + ص_{٩٩} + ص_{١٠٠} \\ &\vdots \\ ص_٢٢ &= ص_٢٣ + ص_٢٤ + ص_٢٥ + ص_٢٦ + ص_٢٧ + ص_٢٨ + ص_٢٩ + ص_{٣٠} + ص_{٣١} + ص_{٣٢} + ص_{٣٣} + ص_{٣٤} + ص_{٣٥} + ص_{٣٦} + ص_{٣٧} + ص_{٣٨} + ص_{٣٩} + ص_{٤٠} + ص_{٤١} + ص_{٤٢} + ص_{٤٣} + ص_{٤٤} + ص_{٤٥} + ص_{٤٦} + ص_{٤٧} + ص_{٤٨} + ص_{٤٩} + ص_{٥٠} + ص_{٥١} + ص_{٥٢} + ص_{٥٣} + ص_{٥٤} + ص_{٥٥} + ص_{٥٦} + ص_{٥٧} + ص_{٥٨} + ص_{٥٩} + ص_{٦٠} + ص_{٦١} + ص_{٦٢} + ص_{٦٣} + ص_{٦٤} + ص_{٦٥} + ص_{٦٦} + ص_{٦٧} + ص_{٦٨} + ص_{٦٩} + ص_{٧٠} + ص_{٧١} + ص_{٧٢} + ص_{٧٣} + ص_{٧٤} + ص_{٧٥} + ص_{٧٦} + ص_{٧٧} + ص_{٧٨} + ص_{٧٩} + ص_{٨٠} + ص_{٨١} + ص_{٨٢} + ص_{٨٣} + ص_{٨٤} + ص_{٨٥} + ص_{٨٦} + ص_{٨٧} + ص_{٨٨} + ص_{٨٩} + ص_{٩٠} + ص_{٩١} + ص_{٩٢} + ص_{٩٣} + ص_{٩٤} + ص_{٩٥} + ص_{٩٦} + ص_{٩٧} + ص_{٩٨} + ص_{٩٩} + ص_{١٠٠} \end{aligned}$$

واستخدام معالم الصيغة المختزلة المقدره يمكن حساب قيم المتغيرات الداخلية ص_١ ، ص_٢ ، ص_٣ ، ... ، ص_{٢٢} . ونلاحظ هنا أنه لا داعي لمعرفة العلاقات الداخلية بين المعالم المختزلة (٢٢) والمعالم الهيكلية (ص + ٢) حيث أننا سوف لا نقدر المعالم الأخيرة كما هو الحال في طريقة المبيعات الصغرى عبر مباشرة . وإنما سنستخدم المعالم المختزلة لحساب قيم (ص) المقدره . ما علينا أن نعرفه من بيانات هي البيانات الخاصة بجميع المتغيرات المحددة التي تظهر في المعادلات الهيكلية للنموذج .

وفي الخطوة الثانية نحل قيم ص في المعادلة الهيكلية للحصول على الدوال المطلوبة:

$$\text{ص} = \text{ج}١ + \text{ج}٢ + \text{ج}٣ + ٠٠٠ + \text{ج}٤ + \text{ج}٥ + \text{ج}٦ + \text{ج}٧ + \text{ج}٨ + \text{ج}٩ + \text{ج}١٠ + \text{ج}١١ + \text{ج}١٢ + \text{ج}١٣ + \text{ج}١٤ + \text{ج}١٥ + \text{ج}١٦ + \text{ج}١٧ + \text{ج}١٨ + \text{ج}١٩ + \text{ج}٢٠$$

$$\text{حيث ق}^* = \text{ق} + \text{ج}١ + \text{ج}٢ + \text{ج}٣ + \text{ج}٤ + \text{ج}٥ + \text{ج}٦ + \text{ج}٧ + \text{ج}٨ + \text{ج}٩ + \text{ج}١٠ + \text{ج}١١ + \text{ج}١٢ + \text{ج}١٣ + \text{ج}١٤ + \text{ج}١٥ + \text{ج}١٦ + \text{ج}١٧ + \text{ج}١٨ + \text{ج}١٩ + \text{ج}٢٠$$

علما بأن $\text{ص} = \text{ج}١ + \text{ج}٢ + \text{ج}٣ + \text{ج}٤ + \text{ج}٥ + \text{ج}٦ + \text{ج}٧ + \text{ج}٨ + \text{ج}٩ + \text{ج}١٠ + \text{ج}١١ + \text{ج}١٢ + \text{ج}١٣ + \text{ج}١٤ + \text{ج}١٥ + \text{ج}١٦ + \text{ج}١٧ + \text{ج}١٨ + \text{ج}١٩ + \text{ج}٢٠$
التي تستخدم للتمثيل في المعادلة الاحلية مع اعادة ترتيب الحدود
لنحصل في النهاية على الدالة المحولة.

وتطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية على المعادلة الهيكلية المحولة * نحصل
على تقديرات المعالم الهيكلية بطريقة المربعات الصغرى ذات الوجدتين .
فإذا فرضنا أن بالمعادلة متغيرين مفسرين كانت المعادلة الاحلية في الصورة :

$$\text{ص} = \text{ج}١ + \text{ج}٢ + \text{ج}٣ + \text{ج}٤ + \text{ج}٥ + \text{ج}٦ + \text{ج}٧ + \text{ج}٨ + \text{ج}٩ + \text{ج}١٠ + \text{ج}١١ + \text{ج}١٢ + \text{ج}١٣ + \text{ج}١٤ + \text{ج}١٥ + \text{ج}١٦ + \text{ج}١٧ + \text{ج}١٨ + \text{ج}١٩ + \text{ج}٢٠$$

وتكون المعادلة المحولة هي :

$$\text{ص} = \text{ج}١ + \text{ج}٢ + \text{ج}٣ + \text{ج}٤ + \text{ج}٥ + \text{ج}٦ + \text{ج}٧ + \text{ج}٨ + \text{ج}٩ + \text{ج}١٠ + \text{ج}١١ + \text{ج}١٢ + \text{ج}١٣ + \text{ج}١٤ + \text{ج}١٥ + \text{ج}١٦ + \text{ج}١٧ + \text{ج}١٨ + \text{ج}١٩ + \text{ج}٢٠$$

وتكون المعادلات الاسمية هي :

$$\text{ج}١ = \text{ج}١ + \text{ج}٢ + \text{ج}٣ + \text{ج}٤ + \text{ج}٥ + \text{ج}٦ + \text{ج}٧ + \text{ج}٨ + \text{ج}٩ + \text{ج}١٠ + \text{ج}١١ + \text{ج}١٢ + \text{ج}١٣ + \text{ج}١٤ + \text{ج}١٥ + \text{ج}١٦ + \text{ج}١٧ + \text{ج}١٨ + \text{ج}١٩ + \text{ج}٢٠$$

$$\text{ج}٢ = \text{ج}١ + \text{ج}٢ + \text{ج}٣ + \text{ج}٤ + \text{ج}٥ + \text{ج}٦ + \text{ج}٧ + \text{ج}٨ + \text{ج}٩ + \text{ج}١٠ + \text{ج}١١ + \text{ج}١٢ + \text{ج}١٣ + \text{ج}١٤ + \text{ج}١٥ + \text{ج}١٦ + \text{ج}١٧ + \text{ج}١٨ + \text{ج}١٩ + \text{ج}٢٠$$

وتقدر معالم المعادلات الآتية باستخدام أسلوب الحدودات .

$$\begin{aligned} & \frac{(\text{ج}١ + \text{ج}٢) - (\text{ج}١ + \text{ج}٢)}{(\text{ج}١ + \text{ج}٢) - (\text{ج}١ + \text{ج}٢)} = \text{ج}١ \\ & \frac{(\text{ج}٢ + \text{ج}٣) - (\text{ج}٢ + \text{ج}٣)}{(\text{ج}٢ + \text{ج}٣) - (\text{ج}٢ + \text{ج}٣)} = \text{ج}٢ \\ & \frac{(\text{ج}٣ + \text{ج}٤) - (\text{ج}٣ + \text{ج}٤)}{(\text{ج}٣ + \text{ج}٤) - (\text{ج}٣ + \text{ج}٤)} = \text{ج}٣ \\ & \frac{(\text{ج}٤ + \text{ج}٥) - (\text{ج}٤ + \text{ج}٥)}{(\text{ج}٤ + \text{ج}٥) - (\text{ج}٤ + \text{ج}٥)} = \text{ج}٤ \\ & \frac{(\text{ج}٥ + \text{ج}٦) - (\text{ج}٥ + \text{ج}٦)}{(\text{ج}٥ + \text{ج}٦) - (\text{ج}٥ + \text{ج}٦)} = \text{ج}٥ \\ & \frac{(\text{ج}٦ + \text{ج}٧) - (\text{ج}٦ + \text{ج}٧)}{(\text{ج}٦ + \text{ج}٧) - (\text{ج}٦ + \text{ج}٧)} = \text{ج}٦ \\ & \frac{(\text{ج}٧ + \text{ج}٨) - (\text{ج}٧ + \text{ج}٨)}{(\text{ج}٧ + \text{ج}٨) - (\text{ج}٧ + \text{ج}٨)} = \text{ج}٧ \\ & \frac{(\text{ج}٨ + \text{ج}٩) - (\text{ج}٨ + \text{ج}٩)}{(\text{ج}٨ + \text{ج}٩) - (\text{ج}٨ + \text{ج}٩)} = \text{ج}٨ \\ & \frac{(\text{ج}٩ + \text{ج}١٠) - (\text{ج}٩ + \text{ج}١٠)}{(\text{ج}٩ + \text{ج}١٠) - (\text{ج}٩ + \text{ج}١٠)} = \text{ج}٩ \\ & \frac{(\text{ج}١٠ + \text{ج}١١) - (\text{ج}١٠ + \text{ج}١١)}{(\text{ج}١٠ + \text{ج}١١) - (\text{ج}١٠ + \text{ج}١١)} = \text{ج}١٠ \\ & \frac{(\text{ج}١١ + \text{ج}١٢) - (\text{ج}١١ + \text{ج}١٢)}{(\text{ج}١١ + \text{ج}١٢) - (\text{ج}١١ + \text{ج}١٢)} = \text{ج}١١ \\ & \frac{(\text{ج}١٢ + \text{ج}١٣) - (\text{ج}١٢ + \text{ج}١٣)}{(\text{ج}١٢ + \text{ج}١٣) - (\text{ج}١٢ + \text{ج}١٣)} = \text{ج}١٢ \\ & \frac{(\text{ج}١٣ + \text{ج}١٤) - (\text{ج}١٣ + \text{ج}١٤)}{(\text{ج}١٣ + \text{ج}١٤) - (\text{ج}١٣ + \text{ج}١٤)} = \text{ج}١٣ \\ & \frac{(\text{ج}١٤ + \text{ج}١٥) - (\text{ج}١٤ + \text{ج}١٥)}{(\text{ج}١٤ + \text{ج}١٥) - (\text{ج}١٤ + \text{ج}١٥)} = \text{ج}١٤ \\ & \frac{(\text{ج}١٥ + \text{ج}١٦) - (\text{ج}١٥ + \text{ج}١٦)}{(\text{ج}١٥ + \text{ج}١٦) - (\text{ج}١٥ + \text{ج}١٦)} = \text{ج}١٥ \\ & \frac{(\text{ج}١٦ + \text{ج}١٧) - (\text{ج}١٦ + \text{ج}١٧)}{(\text{ج}١٦ + \text{ج}١٧) - (\text{ج}١٦ + \text{ج}١٧)} = \text{ج}١٦ \\ & \frac{(\text{ج}١٧ + \text{ج}١٨) - (\text{ج}١٧ + \text{ج}١٨)}{(\text{ج}١٧ + \text{ج}١٨) - (\text{ج}١٧ + \text{ج}١٨)} = \text{ج}١٧ \\ & \frac{(\text{ج}١٨ + \text{ج}١٩) - (\text{ج}١٨ + \text{ج}١٩)}{(\text{ج}١٨ + \text{ج}١٩) - (\text{ج}١٨ + \text{ج}١٩)} = \text{ج}١٨ \\ & \frac{(\text{ج}١٩ + \text{ج}٢٠) - (\text{ج}١٩ + \text{ج}٢٠)}{(\text{ج}١٩ + \text{ج}٢٠) - (\text{ج}١٩ + \text{ج}٢٠)} = \text{ج}١٩ \end{aligned}$$

رقم	محو	محو	محو	محو
٢٨٩٠	٢٢٨٥	٢٠٤٣٦	١٢٨٤٤	٤٨
٤١١٢	٢٤١٨	٢٠٦٦٦	١٤٠٩٨	٤٩
٤١٠٢	٢١٢٢	٢١٢٢٢	١٤٤٩٢	٥٠
٤٤١٠	٢٦٤٢	٢٢٤١٨	١٤٣٠٠	٥١
٤٨٤٥	٢٦٥٤	٢٢٢٠٨	١٤٢١٩	٥٢
٤٩٧٢	٢٩٤٢	٢٢٢١٩	١٤٨٦٢	٥٣
٤٩٥٢	٣١٩٢	٢٤١٨٠	١٥٤٧٢	٥٤
٤٨٠١	٣٢٧٢	٢٤٨٩٢	١٦١٠٢	٥٥
٤٧٦١	٣٥٢٦	٢٥٢١٠	١٦٢٢٦	٥٦
٤٦٨٧	٣٧١٤	٢٥٧٩٩	١٦٥٨١	٥٧
٤٥٧٢	٣٧٣٧	٢٥٨٨٦	١٧٠٠٨	٥٨
٤٦٦٨	٤٠٢٥	٢٦٨٦٨	١٧٢٣٦	٥٩
٤٧٢٠	٤٤١٨	٢٨١٣٤	١٨٤١٨	٦٠
٤٩٤٥	٤٨٤٢	٢٩٠٩١	١٨٨٤٦	٦١
٥١٠٠	٤٨٢٩	٢٩٤٥٠	١٩٢٥٨	٦٢
٥١٨٤	٤٩١٦	٣٠٧٠٥	٢٠١٢٥	٦٣
٥٢٢٢	٥٧١٧	٣٢٢٢٢	٢٠٨١٩	٦٤
٥٤٢٠	٥٩٤٩	٣٣١٥٢	٢١١٦٩	٦٥
٥٥٦١	٦١٠٢	٣٣٣٦٤	٢١٦١٧	٦٦
٥٨٢٥	٦٥٢٥	٣٤٤١١	٢٢٠٣٩	٦٧
٥٨٥١	٦٧٩١	٣٥٤٢٩	٢٢٥٦٢	٦٨

وكانت المعادلة المقدرة هي:

$$y = 750.923 + 8.446 \cdot x - 0.00017443 \cdot x^2$$

(١٣٦٩) (٢١) (٣١)

المقارنة حسب معادلة الاستهلاك باستخدام طريقة المرحلات الصغرى العادية

وكانت نتائجها هي:

$$\begin{aligned} & ٢٨٠٩٠ - ٢٨٠٩٠ + ٢٨٠٩٠ - ٢٨٠٩٠ + ٢٨٠٩٠ - ٢٨٠٩٠ + ٢٨٠٩٠ - ٢٨٠٩٠ + ٢٨٠٩٠ - ٢٨٠٩٠ \\ & (٢٨٠٩٠) \quad (٢٨٠٩٠) \quad (٢٨٠٩٠) \\ & ٢٨٠٩٠ - ٢٨٠٩٠ + ٢٨٠٩٠ - ٢٨٠٩٠ + ٢٨٠٩٠ - ٢٨٠٩٠ + ٢٨٠٩٠ - ٢٨٠٩٠ + ٢٨٠٩٠ - ٢٨٠٩٠ \end{aligned}$$

(٢) القروض

تتضمن قروض هذه الطريقة في الآتي :-

أ - أن يحقق التغير العشوائي في المعادلات الهيكلية الأصلية القروض العشوائية المعروفة ، وألا لما حققت التغيرات العشوائية في الميزة المتحركة الخاصية الاحصائية المعروفة ، وبالتالي لانتهارت الطريقة من أساسها .

ب - أن يحقق التغير العشوائي في المعادلات المتحركة القروض المعرفية .

ج - ألا تكن التغيرات المعروفة مرتبطة ببعضها ارتباطاً تاماً ، وأن تكون جميع التغيرات الاحتمالية جميعاً سليماً .

د - أن يكون توزيع التوزيع سليماً وخاصة التوزيع الطبيعي .

هـ - أن يكون حجم العينة كبيراً ، وعلى الأخص أن يتعدى عدد المعادلات عن التغيرات المحددة في التوزيع الهيكلية ، وإذا كان حجم العينة صغيراً اضطر الباحث إلى التخلص من هذه التغيرات الخارجية .

(٣) خصائص التقديرات

أ - تكون التقديرات متحيزة إذا كان حجم العينة صغيراً .

ب - إذا كان حجم العينة (ن) كبيراً ، فإن التحيز يزول إلى الصفر .

ج - تكون التقديرات متفردة .

د - التقديرات أيضاً خاصة الكلاسيكية بمتحقق القروض الخاصة

بشأن الأخطاء العشوائية.

وفي النهاية فإن هذه الطريقة هي أنسب الطرق لقياس المعادلات الأكثر من
مميزه . أما المعادلات الموزنة تماماً فمن الممكن اثبات أن تقديرات هذه الطريقة
للمعالم هذه المعادلات تتفاه تماماً تقديرات طريقة الميحات العنصرية غير الجاعرة .
ولعله من الشاهد أيضاً أن طريقة الميحات العنصرية ذات المرحلتين (2 3 1 3)
لا تتميز عن طريقة الميحات الصفرية العادية في حالة النتائج التراجعية . ولكنها
تتميز بتقديراتها المنخفضة التي تفشل طريقة الميحات العنصرية في تحقيقها في حالة
المعادلات الأكثر من مميزة .

وتتميز أيضاً بكونها أم من طريقة التغيرات المساعدة . إذ تأخذ نفس
اعتبارها أثر جميع التغيرات المحددة في النموذج على التغير التابع . في حين أن
طريقة التغيرات المساعدة تهتم بعدد من التغيرات المحددة كتغيرات مساعدته
وتتجاهل أثر باقي التغيرات الخارجية .

هذا وأن كنا نلاحظ بعض الخطأ في تقديرات هذه الطريقة . ومصدره
حساسيتها لأخطاء الوصف . الأمر الذي يتمدح تجنبه لما نعلمه من تعقد الظواهر
الاقتصادية . واحتمال وجود خطأ الوصف في التغيرات المحددة .

وأخيراً فإن هذه الطريقة وأن كانت تتطلب عدداً كبيراً من المشاهدات
إلا أنها تتميز ببساطة الحساب .

أو من العلاقة بين هذه المبالغ .

وتلخص خطوات هذه الطريقة في الآتي :-

إذا فرضنا أن الدالة هي :

$$ص = ب + ١٠ ص + ٢٠ ص + ق$$

وأن لدينا معلومتين من قيمته ب ، أي كانت ب = ١٠ ، فنحل ب محل ب في الدالة ، ونطبق طريقة الريمات الصغرى على الدالة المحولة وهي :

$$(ص - ب + ١٠ ص) = ٢٠ ص + ق$$

ثم نضع ص في الدالة المحولة بدلا (ص - ب + ١٠ ص) ، ونطبق طريقة الريمات الصغرى المادية للحصول على قيمته ب ، وهي :

$$\frac{٢٠ ص + ق - ٢٠ ص}{١٠ ص - ١٠ ص} = \frac{٢٠ ص + ق}{١٠ ص} = \frac{٢٠ ص + ق}{١٠ ص}$$

وقد سميت هذه الطريقة باسمها حيث أننا نطبق فيها طريقة الريمات الصغرى المادية على علاقة ذات قيود ، بمعنى أننا في هذه الطريقة نعمل على الحصول طرسي النهائية الصغرى لريمات قيم البواقي (مجي ٢) للعلاقة الهيكلية بشرط أن ب = ١٠ ، حيث ب هي القيمة المملوكة للمعلمة ب .

مثال :

تتوافر لدينا بيانات السلاسل الزمنية للمتغيرات : الاستهلاك (ص) ، اجور (دخول) ، المالكين (ص) ، دخول اصحاب الاملاك (ص) ، فإذا فرضنا

في قياس دالة الاستهلاك بفرضاتها بالصورة :

$$ص = ب + ١٠ ص + ٢٠ ص + ق$$

ونطبق طريقة الريمات الصغرى المادية نحصل على النتائج الآتية :

$$\begin{array}{rcccc} \text{ص} & = & ٢٢٠٢,٩٧ & + & ٠,٧٧ \text{ ص} & + & ٠,٣٦ \text{ ص} & + & ٢ \\ & & (١٨٨,٩) & & (٠,٥) & & (٠,٢١) & & ٠,٩٩٨ \end{array}$$

ونظرا للازدواج الخطي في العلاقة السابقة بسبب الارتباط بين ص_١ و ص_٢ فعلىنا
توفيق الدالة بالفرط الآتسي :-

$$\text{ب} = \frac{\text{ق}}{\text{ر}}$$

بتعير المعادلة المفروطة هسي :

$$\text{ص} = \text{ب} + \text{ج} + ١ \text{ ص} + \frac{\text{ق}}{\text{ر}} + ٢ \text{ ص} + \text{ق}$$

وتطبق طريقة المرحلات الصغرى عليها تكون تدويرات المعالم فيها هسي :

$$\begin{array}{rcccc} \text{ص} & = & ٢١٢٠,١٣ & + & ٠,٧٤ \text{ ص} & + & \frac{\text{ق}}{\text{ر}} + ٢ \text{ ص} & + & ٢ \\ & & (١٣٠,٧) & & (٠,١) & & & & ٠,٩٩٨ \end{array}$$

واذا قدرنا المعادلة على فرضاتها بالصورة :

$$\text{ص} = \text{ج} + \text{ج} + ١ \text{ ص} + \text{ق}$$

$$\text{حيث ص} = ١ \text{ ص} + ٢$$

ومعنى ذلك أن ج = ب = ج = ج :

وتطبق طريقة المرحلات الصغرى كانت النتائج هسي :

$$\begin{array}{rcccc} \text{ص} & = & ١٩٩٤,٩ & + & ٠,٦٩٧ \text{ ص} & + & ٢ \\ & & (١٣٩,١) & & (٠,١) & & ٠,٩٩٨ \end{array}$$

(٢) طريقة جميع بيانات القطاع المستمر والملائل التنبؤية

هي طريقة شائعة الاحتمال في الدراسات القياسية يمكن اخبارها

حالة خامد من طريقة المرحلات الصغرى ذات التنبؤ .

وتطبق هذه الطريقة على سبيل المثال في حالة قياس معالم دالة الطلب على الغذاء
بفرض أن الدالة في الصورة:

$$ص = ب \cdot ع^{1/2} \cdot ي^{1/2} \cdot ق$$

حيث ص = الطلب على الغذاء

ع = سعر الغذاء

ي = دخل المستهلك

مع توازن بيانات حلحلة زمنية الكفـفـة ما، وبيانات قطاع مستمر لميزانية الا حرة
لمسى نقطة زمنية معينة .

والفكرة الاساسية في طريقة الجمع هي الحصول على تقدير معلمة أو أكثر
من بيانات القطاع المستعرض ثم تدخل هذه المعالم في الدالة الاصلية لاستخدامها
في الحصول على بقاى التغير التابع بطرح قيمة التغيرات المفسره بها اليها المقدره من
التغير التابع ، ثم نحسب انحدار هذا الباقي على التغيرات المفسره الباقيـة
لنحصل على تقديرات لمعاملات باستخدام بيانات الصلاحي الزمنية .

وتطبيق ذلك على مثال دالة الطلب على الغذاء يمكن أن تلخص بخطواته
في الآتي :-

أ - استخدام بيانات القطاع المستعرض في الحصول على تقدير لمعامله
الدخل β_1 ، وحذف اثر تغيرات الدخل (ي) على التغير التابع (ص) بطرح المعـد
($\beta_1 ي$) من ص . أي أن التغير الجديد يكون هو :

$$ص = لو ص - \beta_1 لوي$$

وهو الباقي الذي يعبر عن التغير في الطلب ولا يمكن التغير في الدخل مشغولا به .

ب - ايجاد الانحدار التالي باستخدام بيانات الصلاحي الزمنية :

$$ص = لو ب + \beta_2 لوي + لو ق$$

وتكون العلاقة المشتركة المقدره هي :

$$ص = لو ب + \beta_2 لوي + لو ق$$

حيث ^٤ قوامتحتج من بيانات الملائل الزمنية ،
بهم قوامتحتج عليها من بيانات القطاع المتعرض .

١ - مزايها الطريقة

أن الدافعهم وراء استخدام طريقة الجمع بين بيانات الملائل الزمنية والقطاع المتعرض في تقدير معالم للملائل الاقتصادية هو حصولنا على تقديرات أكثر دقة من تلك التي نحصل عليها بتطبيق طريقة المبيعات الصغرى العادية على الدالة الأصلية مع استخدام بيانات الملائل الزمنية .

فإن استخدام طريقة الجمع وخاصة في حالة دوال الطلب ، يعاتمد الى حد ما على تجنب مشاكل القياس ، كالازدواج الخطي ، والتضيق ، وتحسين المعادلات الآتية ، وتحييز التجميع الذي يرجع الى تغيرات توزيع الدخل . فمن ناحية الازدواج الخطي نرى بوضوح إمكاننا تناديه باستخدام هذه الطريقة حيث أننا نعلم تماماً مدى الارتباط بين سلاسل السعر والدخل ونجرب ذلك مع المتغيرات الاقتصادية . كما تكمن مرونة الدخل المحيطة من بيانات القطاع المتعرض ، والتي تظهر في النتيجة النهائية ، مبررة/الهدالة الطلب ، ويظهر تحيز المعادلات الآتية إذا قدرت معالم دالة الطلب بطريقة المبيعات الصغرى العادية ، نظراً لأن متغير الدخل قد لا يعتبر متغيراً خارجياً في دالة الطلب السابقة لاهمية بند الانفاق على الغذاء بالنسبة للدخل الكلي ، مما يجعلنا نتوقع وجود السبب في الاتهامين ، س = د (ي) ، ي = د (س) ، وما يؤدي أيضاً الى ضرورة ظهور هذه العلاقة في نموذج معادلات آتية ، فنقدر معالمها بطريقة القياس المناسب . أما تحيز التجميع فيظهر في معالم دالة الطلب ، كعمله الدخل وغيرها ، بقدره باستخدام الملائل الزمنية ، إذا تغير توزيع الدخل على مر الزمن .

ولذا فإن الحصول على معلمة الدخل من بيانات القطاع المتعرض تجنبنا الرجوع في هذا النوع من التحيز نظراً لظهور توزيع الدخل في المينة . أما إذا استمر تغير هذا التوزيع كان لزاماً علينا ادخال متغيرات معينة في الدالة

الطالب في المرحلة الثانية من طريقة الجمع ، أو اتباع أسلوب تصحيح آخر .

٢ - مذهب الطريقة

هناك عدة مذهب في طريقة الجمع يجب ملاحظتها اذا كان الهدف هو الحصول على معاليم أحسن تقديرها .

أ - تفسير الدالة المقدرة

من المعروف أولاً أن تقديرات القطاع المستعرض هي مرونات طويلة الأجل بينما تقديرات السلاسل الزمنية هي مرونات قصيرة الأجل . ويرجع هذا الاختلاف في المعنى إلى الفروض الضمنية لهذين التوجيهين من التقديرات . فعند تقدير معلوم الدخل من بيانات القطاع المستعرض نفترض تجانس المستهلكين إلا بالنسبة للاختلافات الناجمة من الدخل أو التفضيلات الأخرى التي تظهر صريحة في دالة القطاع المستعرض . يمكننا أن نتوقع أن يعمم هذا الشرط أنه إذا تغير دخل شخص ما بالزيادة مثلاً ، فإننا نتوقع أن يعمم هذا الشخص على تعديل نمط استهلاكه من السلع والخدمات وفقاً للنمط الذي يتفق مع ذوى الدخل المرتفع . ولما كان هذا التمدد في الانفاق الاستهلاكي يتطلب مرور بعض الوقت فإن مرونات القطاع المستعرض تفسر كمرونات طويلة الأجل .

من ناحية أخرى فإن الفرض الضمني في حالة تحليل انحدار السلاسل الزمنية هو أن الفترات الزمنية كلها متجانسة ، إلا بالنسبة للتفضيلات التي تظهر صراحة في الدالة . ونظراً لتغير الظروف السابقة للدالة العرضية على مر الزمن ، تعتبر تقديرات السلاسل الزمنية مرونات قصيرة الأجل . والمشكلة الأخرى هي افتراضنا ، في حالة القطاع المستعرض أن لجميع المستهلكين نفس المرونات الفردية .

تبرز مشكلة تعدد طبيعة دالة الطلب المقدرة ، إذا تحقق المعنى السابق الإشارة إليه ، حيث أن بعض معالم الدالة طويلة الأجل

والبحر الآخر قصير الاجل . فالسؤال الذى يطرح نفسه الآن : هل دالة الطلب المقدره بالطلب الجع هي دالة طلب طويلة الاجل أم قصيرة الاجل ؟ ومن هنا نناقش بعض الباحثين عدم كفاية استخدام مثل هذه الدالة المقدره في التنبؤ .

ب - دقة تقديرات القطاع المستعرض

تؤدى الاختلافات المتعدده بين افراد عينة القطاع المستعرض الى اختلاف الانفاق الاستهلاكى للامور المختلفه . فالى جانب الدخل هناك حجم الاسرة وتوزيع العمر والنوع لاعداد الاسرة ، وكذا المهنة والتعليم والديانة ، وكلها عوامل مؤثره على أنماط الانفاق ويجب أن تؤخذ في الاعتبار عند قياس العلاقة بين الدخل والانفاق حتى يكون لمعامل الدخل معناه . هذا وأن كانت بعض العوامل كالعمر والمهنة والنوع بالنسبة لافراد الاسرة يمكن اظهارها باستخدام نصيب الفرد أو نصيب الوحده الاستهلاكية ، أما العوامل الاخرى كالمهنة مثلا فيمكن عرضها باستخدام التفسيرات العددية .

ج - رجوع تقديرات القطاع المستعرض لنقطة زمنية واحدة

من الواضح أننا نحصل على تقديراتنا من القطاع المستعرض في نقطة زمنية معينة . ومن ثم تستخدم هذه التقديرات لاستيجاد التفسيرات المتغيرة على المتغير التابع في جميع النقط الزمنية للسلاسل الزمنية . ومعنى ذلك افتراضنا ثبات معالم القطاع المستعرض طوال الفترة الزمنية للسلاسل وهو لا شك افتراض غير واقعى نظرا لتغير مرونات الدخل على مر الزمن بشكل ملحوظ . والطريقة الوحيدة لتفادى هذه الصعوه هي استخدام بيانات عديده من القطاعات المستعرضه لعدد من النقط الزمنية . ثم مقارنة التقديرات المختلفه لنفس المعلمه على مر الزمن ، واستكمالها بالنسبه للنقط الزمنية (السنوات) الاخرى .

د - تعديل مرونات القطاع المستعرض

وتضمن بيانات القطاع المستعرض بيانات انفاق المستهلكين

للبنود المختلفه الى جانب الانفاق الكلى لكل اسره . ونظرا لعدم دقة بيانات

الدخل التي تجمع من المستهلكين فان المرونة المحسوبة من القطاع المستعرض هي في الحقيقة مرونة الانفاق ، وتكتب من انحدار الانفاق على السلعة الرأسيّة على الانفاق الكليّ .

$$\text{مرونة} = \frac{\Delta}{\text{م} \cdot \text{أ}} \cdot \frac{\text{أ}}{\text{م}} \cdot \text{ق} \cdot \text{ر}$$

حيث مرونة = انفاق للاسوة الطائفة على السلعة الرأسيّة .

م = الانفاق الكلي للاسوة الطائفة

وتكون أ ، هي مرونة الانفاق على السلعة الرأسيّة بالنسبة للانفاق الكلي :

$$\frac{\Delta \text{م}}{\text{م}} = \frac{\Delta \text{أ}}{\text{أ}} \times \frac{\text{ق} \cdot \text{ر}}{\text{م}} \cdot \text{أ}$$

أي : $\frac{\Delta \text{م}}{\text{م}} = \frac{\Delta \text{أ}}{\text{أ}} \times \frac{\text{ق} \cdot \text{ر}}{\text{م}} \cdot \text{أ}$ ، فالدخل يحصل على مرونة الدخل بهيـ :

$$\frac{\Delta \text{ق} \cdot \text{ر}}{\text{ق} \cdot \text{ر}} = \frac{\Delta \text{م}}{\text{م}} \times \frac{\text{أ}}{\text{ق} \cdot \text{ر} \cdot \text{أ}}$$

مثلاً كان من الواجب تمويل مرونة الانفاق المحصل عليها من القطاع المستعرض إلى مرونة الطلب الداخلي . فبهذا عُلِمَ بأن مرونة الانفاق على من مرونة الدخل لعدة أسباب منها : أنه بزيادة الدخل يزيد الانفاق على السلع المختلفة ، نظراً لان المستهلك يشتري كميات أكبر من أصناف أجود منها مرتفع . وهذا بالإضافة إلى صغر الانفاق الكلي من الدخل بصفة عامة ، فإذا زاد الدخل بنسبة معينة زاد الانفاق بمعدل متناقص - ولذا يكون مقام المرونة الانفاقية ك / م / م أو أصغر من مقام المرونة الداخلية ك / م / م . وبالتالي تكون المرونة الانفاقية أصلاً من المرونة الداخلية .

وتحويل المرونة الانفاقية الى المرونة الدخلية تستخدم المعادلة الآتية:

$$M_{\text{د.ر.}} = (M_{\text{د.ي.}}) - (M_{\text{د.ر.}}) = M_{\text{د.ي.}}$$

حيث $M_{\text{د.ر.}}$ مرونة الانفاق على السلعة الرابطة بالنسبة للانفاق الكلي.

$M_{\text{د.ي.}}$ = مرونة الانفاق الكلي بالنسبة للدخل الكلي.

$M_{\text{د.ر.}}$ = مرونة السمر بالنسبة للدخل الكلي • وتقيس التغير في الجودة المشتراه كلما زاد الدخل.

$M_{\text{د.ي.}}$ = مرونة الطلب (النكبة المطلوبة) بالنسبة للدخل.

ومعنى ذلك أننا نحتاج الى قياس $M_{\text{د.ي.}}$ • والمرونة الاولى

يمكن حسابها من معادلة انحدار الانفاق الخاص الكلي على الدخل الكلي ($M_{\text{د.ي.}}$) • باستخدام بيانات الملائم الزمنية للمتغيرين ^{تغير بالانفاق} ~~المتغير~~ $M_{\text{د.ي.}}$ ^{تغير بالدخل} ~~المتغير~~ $M_{\text{د.ر.}}$ احصاءات الحسابات القومية •

اما المرونة الثانية فهناك صمومات كثيرة في حسابها • ويلجأ البعض الى الاكتفاء بتعدد بدل مرونة الانفاق بخمس نسبة افتراضية بولتكن ١٠٪ مثلاً منها مقابل مرونة السمر • ولأنه ان هذا الاسلوب في التعديل اسلوب غير سليم •

ونلاحظ أنه اذا كان الانفاق هو المتغير المستخدم في دالة الطلب فلا

حاجة اذن للتعديل بالنسبة الى $M_{\text{د.ي.}}$ • ولو أن تعدل مرونة الانفاق لاسـ

وان يتم بالنسبة لتغيرات الجودة ($M_{\text{د.ر.}}$) •

Maximum Likelihood Methods.

سابعا - طرق الامكان الاكبر

هناك طريقتان من طرق الامكان الاكبر : الاولى للمعلومات المحدودة ،
والثانية للمعلومات الكاملة . والطريقة الاولى هي إحدى طرق المعادلة الأحاسيد
التي تستخدم لتقدير معالم معادلات النموذج واحدة أثر الاخرى ، أما الثانية
تطبق على جميع معادلات النموذج آنيا للحصول على تقديرات جميع المعاملات
الهيكلية في نفس الوقت .

وتتيز كل من الطريقتين بصعوبة الحساب ، وخاصة طريقة الامكان
الاكبر للمعلومات الكاملة ، إذ تتطلب التوصل الكامل للنموذج ، والبيانات العديدة .
أما طريقة المعلومات المحدودة فكانت تستخدم قبل التوصل الى طريقة المربعات الصغرى
على مرحلتين ، التي يفضلها الكثيرون الآن لبساطتها ، ولاكتنا الحصول منها
على تقديرات أفضل من تقديرات طريقة الامكان الاكبر للمعلومات المحدودة ، وخاصة
في حالة المعينات الصغرى .

(١) طريقة الامكان الاكبر للمعلومات المحدودة (L I M L)

هي إحدى طرق التقدير التي نحصل منها على
تقديرات متفردة لمعالم المعادلة الهيكلية الاكبر من مبرر
overidentified وتعتبر هذه الطريقة متممة لطريقة المتغيرات المساعدة ، التي تعتمد على فكرة
تخليص المتغيرات الداخلية ، التي تظهر كتغيرات مفسرة في المعادلة البسيطة
تدبرها ، من المعنر العشوائي ، وهذا يعبر غير عشوائية مستقله عن المتغير
العشوائي (ق) في المعادلة . هذا وتعتبر ، هذه الطريقة أهم من طريقة المتغيرات
المساعدة نظرا لاستخدامها جميع المتغيرات المحدودة في النموذج الهيكلي ، بمعنى
تفاديها الانحياز في اختيار بعض هذه المتغيرات كتغيرات مساهمة وانفال البصر
الأخر .

وتتفاه هذه الطريقة مع طريقة المربعات الصغرى
على مرحلتين في استخدام هاتين الطريقتين لجميع المتغيرات المحدودة في النموذج

عند تقدير المعالم الهيكلية في المعادلة المراد تقديرها • وكذلك في أن كلا الطريقتين لا تتطلبان معلومات تفصيلية من جميع المعادلات الهيكلية للنموذج، حيث أن المطلوب لا يعتمد على معلوماتنا عن جميع المتغيرات المحددة بصرف النظر عن المعادلات التي تظهر فيها •

وتلخص القومر الخاص بالمعادلة الهيكلية المراد تقدير معالمها في الآتي :

١ - أن تحتوي المعادلة على عدد من المتغيرات الداخلية الكمية الكلية بالنسبة •

٢ - أن تحتوي المعادلة على عدد من المتغيرات المحددة الكمية (الخارجية وذات فترة التأخير) بالنموذج •

٣ - أن تكون المعادلة أكثر من موزعة •

٤ - أن تكون جميع المتغيرات المحددة في النموذج معلومة •

٥ - أن تكون المعادلات الهيكلية الأخرى في النموذج خطية وأن تكون الاخطاء العشوائية (ق ١ هـ ١٠٠٠، ق ١) موزعة توزيعاً طبيعياً • وأن يكون كل منها غير مرتبط ذاتياً • وأن المتغيرات العشوائية للمعادلات المختلفة قد تكون مرتبطة حيث أن طريقة الامكان الأكبر للمعلومات الحدودية تسمح بالترجمة الزمنية للمتغيرات العشوائية (ق ١) •

هذا وأن كما لم نتطرق هنا إلى خطوات التقدير إلا أنه يمكن التوصل إلى التقديرات المتحصل عليها تتميز بكونها متحيزة للعينات الصغيرة • ولو أن هذه التقديرات شمة بمعنى أن تحيزها يؤول إلى الصفر كلما كبر حجم العينة إلى ما لا نهاية • كما أن التقديرات تكون ذات كفاءة تقريبية *asymptotically efficient* إذا كانت الاخطاء العشوائية للنموذج الهيكلية موزعة توزيعاً متعادلاً •

وإذاً فما يلي يحفز الملاحظة على هذه الطريقة :

أ - حساسية الطريقة كثيرها من الطرق لاختلاف الوصف التي تؤدي إلى حصولنا على تقديرات بها أخطاء •

ب - تجاهل الطريقة للمعلومات التي تقدمها المعادلات الاخرى في النموذج
فاذا كان لدينا النموذج التالي الاكثر من مسيز :

$$\begin{aligned} \text{ط} &= \text{پ} + \text{ع} + \text{بم} + \text{ي} + \text{ق} \\ \text{ع} &= \text{ا} + \text{ا} + \text{ا} + \text{ا} + \text{ا} + \text{ا} + \text{ق} \\ \text{ط} &= \text{ص} \end{aligned}$$

حيث ط = الكمية المطلوبة من سلعة ما
ص = الكمية المعروضة
ع = السعر
ي = دخل المستهلك
ص = الرقم القياسي للظروف الجوية
ت = تكاليف الانتاج

اذا استخدمنا طريقة الامكان الاكبر للمعلومات المحدوده لنقدر معالم
المعادله الاولى الاكثر من مسيز ه فاننا نلاحظ الآتسى :-

١ - أننا نأخذ في الاعتبار التأثير المشترك للظروف الجوية والتكاليف طسى
الطلب ه وأن كانت آثار كل من المتغيرين على حده سوف لا تكون معروفة .

٢ - أننا نتجاهل الاثر غير المباشر لاي متغير داخلى لم يظهر في دالة
الطلب ه وطى سبيل اذا فرضنا أن هناك معادلة ثالثه تربط بين متغير داخلى
ثالث والمتغير الداخلى ع ه فان اثر هذا المتغير الثالث على معادلة الطلب ه
من خلال المتغير ع ه سيكون غير ظاهرة .

ج - صيغة المعلومات الحمايه ضها في طريقة الريمات الصغرى طسى
مرحلتين ه ربما كان هذا هو سر تفصيل كبير من الباحثين للطريقة الاخيره .

(F17)

(٢) طريقة الامكان الاكبر للمعلومات الكامله

سيقتصر مرحلتنا لطرق التقدير على الطرق السابقه دون التعمير

للطرق الأكثر تعقيداً ، وعلى رأسها طريقة الامكان الأكبر للمعلومات الكاملة ، والتي تعتبر طريقة التقدير لمعادلات النموذج آتياً ، وهي امتداد للطريقة الامكان الأكبر التي يفترض الوصف الكامل لجميع معادلات النموذج ، ضمن الاعطاء المحتويات للمعادلات الهيكلية موزعة توزيعاً معتدلاً .

ثانياً - اختيار طرق القياس

أن أية علاقة اقتصادية لابد وأن تنتمي إلى مجموعة من المعادلات الآتية ، التي قد يختلف فيها بعدد من طرق القياس ، يعمل الباحثين ناحية على اختيار نسبة ، وتتوقف الاختيار على عدة عوامل منها الهدف من تركيز النموذج ، وشرط تمييز معادلات النموذج ، إلى جانب وجود التغيرات الداخلية الأخرى بين مجموعة التغيرات المفسرة في أية معادلة ، والأهمية التي يعلقها الباحث على الخصائص الاحصائية المختلفة لتقديرات المعامل ، بالإضافة إلى مدى توافر البيانات ، ودرجة صعوبة العمليات الحسابية ، ونوعية المعامل المطلوب تقديرها أي هيكلية أم للصورة المختزلة .

(١) شرط تمييز النموذج

إذا كان النموذج غير مميز ، فمن المحتمل أن تقدير المعامل الهيكلية بأية طريقة من الطرق القياسية يكون متحيزاً ، إذا لم يتحقق هذا النموذج على بعض المعادلات الموزعة من الممكن تقديرها بأحدى الطرق القياسية .

وفي حالة إذا كان النموذج مميزاً ، فإن النتائج يمكن تقديرها بأية طريقة من الطرق السابقة ، ويتم الاختيار في هذه الحالة على أساس البساطة في الحساب ، ومن هنا كان تفضيل طريقة السمات المعرفية غير المباشرة (ILS) على غيرها من باقي الطرق ، وفي الحالة الخاصة التي تحتوي فيها المعادلة على تغيرات مفسرة خارجية ، من خارج نطاق الهيكل الاقتصادي ، تفضل طريقة

المرحلات العنصرية العادية من غير المباشرة بسبب البساطة.

لما اذا كانت بعضا وكل معادلات التنوع أكثر من ميسر
فان النموذج يكون في هذه الحالة أكثر من ميسر . وتضع ما سبق لكان استخدم
أحدى الطرق السابق شرحها فيما هذا طريقة المرحلات العنصرية غير المباشرة .
ومن هنا تبرز مشكلة اختيار الطريقة المناسبة بالنسبة للتأثير الأكثر من ميسر
دون غيرها من التصانيع .

(٢) الهدف من النموذج

يتوقف اختيار طريقة القياس ، الى حد كبير ، على
الهدف من النموذج المراد قياسه . يمكننا أن نجعل الاهداف التي من أجلها
يركب النموذج في ثلاثة أهداف هي :-

أ - التحليل - اختيار النظرية الاقتصادية

وفي هذه الحالة يهتم الباحث بالحصول على
تنبؤات دقيقة ما أمكن لكل من المعالم الهيكلية للنموذج ، نظرا لاستخدام
في حساب المروقات وفي ذلك من الأدوات التحليلية الاقتصادية .

ب - وضع السياسات - تقييم بدائل القرارات :

يتطلب الباحث الحصول على تنبؤات دقيقة لمعامل

المعزومة المختزلة للنموذج .

ج - التنبؤ :

وفي حالة التنبؤ يهتم الباحث الى الحصول على تقسيم
التغيرات الداخلية بمعاملية قيم التغيرات المحددة . ويكون هذا التنبؤ الشاروط
أكثر كفاءة اذا استخدمت المعزومة المختزلة طال بأن دقة المعامل ليست لها المرتبة
الأولى من الأهمية انما هي معزومة هو التنبؤات ذات الكفاءة . وإذا كان الهدف
هو الحصول على تنبؤات دقيقة للمعالم الهيكلية أو لمعالم المعزومة المختزلة
فان اختيار طريقة التنبؤ المناسبة انما يتوقف على الخصائص الخاصة بالمتغيرات

المتحصل عليها من الطرق المختلفة . وهذه الخصائص هي : الاتساق والكفاية
لتقديرات المعينات الكبيرة ، وعدم التحيز والتباين الأصغر لتقديرات المعينات
الصغيرة وإذا حاولنا ترتيب طرق القياس فان مقياسنا في ذلك هو متوسط مربع
الخطأ (MSE) mean square error للقيمة المتباين بها
أو جذرة التباين هي :

$$\text{متوسط مربع الخطأ} = \frac{\sum (m_r - m_r)^2}{n}$$

حيث m_r = القيمة المتباين بها .

m_r = القيمة الفعلية للمتغير التابع .

وفي النهاية فان اختيار طريقة القياس المناسبة ليس بالامر السهل
اذ لا يتوافر لدينا الدليل الذي نستخدمه لترتيب هذه الطرق . وأنسبها
يمكن أن يتم الترتيب وفقا لخصائص تقديرات كل من المعالم الهيكلية ، وبالمسح
الصورة المختزلة .

في الحالة الاولى يتوقف ترتيب الطرق القياسية ، عندما يكون
الهدف هو الحصول على تقديرات دقيقة للمعالم الهيكلية ، على حجم العينة
وعلى الخصائص التقريبية (الاتساق والكفاية) ، في حالتى التوصيف الصحيح ،
ووجود خطأ في التوصيف .

أما في حالة معالم الصورة المختزلة فيمكن الحصول على تقديراتها
بمعامرة باستخدام طريقة المعلمات الصغرى دون قيود (LSNR) ، أو من
طريق غير مباشر باستخدام تقديرات المعالم الهيكلية المقدرة أصلا بطرق
المعلمات الصغرى العادية أو أية طريقة قياس أخرى يمكن أن يقع عليها الاختيار .

وقد اعمارت الدراسات الكثيرة التي تناولت تطبيق طرق القياس المتعددة على مجموعات مختلفة من البيانات ، الى ضرورة اهتمام الباحث باخطاء القياس ونسب التغيرات اكثر من اهتمامه باختيار الطرق القياسية . اذ ثبت أن الاختلافات في تقديرات المعالم تكون كبيرة بصفة عامة عند استخدام مجموعات مختلفة من البيانات كلها في حالة استخدام طرق القياس المتعددة . وعلى هذا الاساس فان كثيرا من الباحثين يأملون في تحسين نتائج البحث القياسي عن طريق توسيع محتوى وسائل جمع البيانات واحاليل تنويعها ، وليس عن طريق الوصول بطرق القياس الى مستواها الدقيق . ومن ناحية اخرى اذا ما تحصل الباحث على البيانات الدقيقة فعليه ولا شك ضرورة البحث عن اكثر طرق القياس كفاية .

الفصل السابع

التنبؤ

أن من أهم أهداف البحث القياسي التطبيقى استخدام النموذج بعد قياسه في التنبؤ بقيم المتغيرات التابعة بمعلومية المتغيرات المستقلة. يمكننا التنبؤ بقيمة متغير ما بأحدى طريقتين : إما بالتنبؤ بقيمة وحيدة أو بتقدير فترة يكون من المحتمل جداً أن تقع قيمة المتغير في حدودها . ونسمى الطريقة الأولى بتنبؤ النقطة point prediction ، والثانية بتنبؤ الفترة interval prediction . فإنا تنبؤ الباحث بأن الناتج السنوى في عام ١٩٧٥ هو ٣ بلين جنيه سى هذا يتنبؤ النقص للناتج القوي . وإذا تنبأ بأن هذا الناتج يقع بين ٢.٨ بلين جنيه ٣.٢ بلين جنيه في عام ١٩٧٥ كان هذا هو تنبؤ الفترة للناتج القوي .

أولاً - التنبؤ في حالة نموذج المعادلة الواحدة الخطية

(١) تنبؤ النقطة

إذا فرضنا أن العلاقة بين X و Y قد قيسدت باستخدام طريقة المربعات الصغرى ، وهي في الصور :

$$Y = a + bX$$

ومعلومية تقديرات \hat{X} و \hat{Y} ، وكذا قيمة المتغير المستقل X في نقطة ما ، يمكننا تقدير قيمة المتغير التابع بالتمويض في معادلة الانحدار المقدرة :

$$\hat{Y} = a + b\hat{X}$$

حيث \hat{Y} = القيمة المتنبأ بها للمتغير التابع من

من = القيمة المعلومة للمتغير من في فترة التنبؤ

وطى سجل المثال إذا كانت الدالة السابقة هي دالة الاستهلاك وكانت نتائجها كالآتي:

$$\text{من} = ٢٥٥٠ + ٠.٦٨ \times \text{من}$$

فانه من الممكن الحصول على تنبؤ النقطة لمستوى الاستهلاك في عام ١٩٧٥ بمعلومية الدخل (من) إذا كانت قيمته ٤٥ مليون جنيه في هذا العام.

$$\text{من} = ١٩٧٥ = ٢٥٥٠ + ٠.٦٨ \times ٤٥٠٠٠ = ٣٣١٥٠ \text{ مليون جنيه}$$

ومعروف هذا النوع من التنبؤ بالتنبؤ الشرطي . حيث أنه قد بسنى على شرط أن التغير العكس ستكون قيمته في فترة التنبؤ هي من . هذا بالإضافة الى أن هذا الأسلوب للتنبؤ أننا يفترض استمرار العلاقة الهيكلية بين من . من مقلتها في فترة التنبؤ بمعنى عدم تغير معالمها .

(٢) تنبؤ الفترة (فترة الثقة لتنبؤ النقطة) .

قالها ما نسمى للحصول على فترة ثقة لتنبؤ النقطة حيث أن التنبؤ من نموذج قياسي يستلزم الالتجاء الى الاستنتاج الاحصائي السبدي يتعرض للخطأ ولا يحمل طبيعته التقديرات المحددة .

وللحصول على فترة الثقة للقيمة المتنبأ بها (من) يتطلب الامر حصولنا على متوسط وبتابين توزيع قيم هذا التغير . فعلينا أولاً أن نعلم أن من موزع توزيعاً ممتدلاً حيث أنه قد تم تقديرها بالمعلمتين σ^2 و μ . هذا الى جانب أن متوسط من هو القيمة الحقيقية للمتنبأ به :

$$\text{من} = \mu + \sigma \times \text{من} \times \text{ق}$$

أما بالنسبة لتباين من فالتا نلاحظ أن هناك مصدرين محتملين للتباين (الخطأ) في حالة التنبؤ من دالة اعتماد نقطة :

١ - تقديرات المعالم : نظرا لعدم معرفتنا بالمعالم الحقيقية للملازمة الهيكلية فاننا نستخدم $\hat{\theta}$ ، $\hat{\beta}$ التي حصلنا عليها من الجانات $\hat{\alpha}$ والتي تعمم على خطأ المعاينة ، الذي يتمكيد به على القيمة المتبا بها للمتغير التابع ، بمعنى أن الخطأ المعياري للتقديرات يعتبر جزءا من تباين القيمة المتبا بها .

ب - من المفروض أن المتغير العشوائي سيأخذ قيمته المتوسطة خلال فترة التنبؤ . وهي الصفر حسب التعريف . هذا وأن كما في الحقيقة نجد أن الخطأ العشوائي يأخذ قيمه تختلف من الصفر بسبب وجود المنصر العشوائي . كما أنه يصعب التنبؤ بالقيمة الفعلية للمتغير في فترة معينة . ولكنه من الممكن أن نقيس المدى الذي يقع فيه عن طريق تباين هذا المتغير . ولذا كان تباين المتغير العشوائي هو المنصر الثاني في تباين القيمة المتبا بها .

ومعنى هذا أن تنبؤ النقط سيكون مصححا بتباين يتكون من أخطاء المعاينة لتقديرات المعالم ، إلى جانب تباين الخطأ العشوائي في . يعماد للسنة تباين التنبؤ من نموذج المعادلة الواحدة هي :-

$$\text{تباين } \hat{y}_i = \hat{\sigma}^2 \left[\frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{\sum (x_j - \bar{x})^2} \right]$$

حيث $\hat{\sigma}^2$ تقدير تباين ϵ = مدى $1/n$ - ط

n = حجم العينة

\bar{x} = قيمة x المفروضة في فترة التنبؤ

يتكون الخطأ المعياري هو الجذر التربيعي للطرف الاخر . وحيث أن توزيع قيم \hat{y}_i معتدل ، وأن التباين هو القيمة السابقة ، فانه من الممكن اثبات أن فترة التقدير على مستوى ٩٥٪ للتنبؤ الحقيقي هي :-

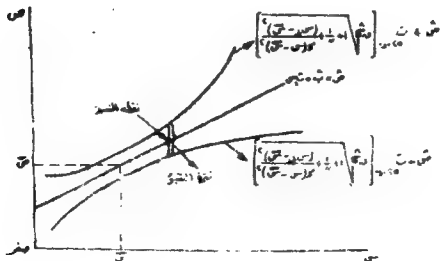
$$\left[\frac{\frac{1}{2}(\bar{y} - \bar{y}_1)}{\frac{1}{2}(\bar{y} - \bar{y}_1)} + \frac{1}{n} + 1 \right] \hat{\sigma}_Q^2$$

أي أن :

$$\bar{y}_1 - \bar{y}_2 = \left[\frac{\frac{1}{2}(\bar{y} - \bar{y}_1)}{\frac{1}{2}(\bar{y} - \bar{y}_1)} + \frac{1}{n} + 1 \right] \hat{\sigma}_Q^2$$

$$\left[\frac{\frac{1}{2}(\bar{y} - \bar{y}_1)}{\frac{1}{2}(\bar{y} - \bar{y}_1)} + \frac{1}{n} + 1 \right] \hat{\sigma}_Q^2$$

يوضح الرسم التالي فترة الثقة لتبوء النقطة ، حيث تكون الفترة أصغر ما يكون عند نقطة تلاقي متوسطي التغيرين ، وتتمثل كلها بعددنا من هذين المتوسطين . كما يتضح من الرسم أيضا أن التبوء من النموذج القياسي يعبر عن ترك كلا بعينيتي قيم التغيرات المفسرة في خلال فترة التبوء من متوسط بيانات العينة التي استعدت نفس قياس الدالة .



مثال :

في الجدول التالي بيانات الانفاق الاستهلاكي والدخل خلال الفترة ١٩٦٨-٧

السنة	الانفاق الاستهلاكي م	الدخل م
١٩٥٧	٢٨٢,٣	٣٥٩,٩
٥٨	٢٩١,٩	٣٧٠,٩
٥٩	٣١٢,٣	٣٩٤,٧
٦٠	٣٢٦,٣	٤١٤,٣
٦١	٣٣٦,٩	٤٣٠,٨
٦٢	٣٥٦,٩	٤٥٨,٧
٦٣	٣٧٦,٩	٤٨٣,٣
٦٤	٤٠٢,٩	٥١٥,٣
٦٥	٤٣٤,٧	٥٥٧,٤
٦٦	٤٦٨,٣	٦١٣,٩
٦٧	٤٩٤,٣	٦٥٨,٩
٦٨	٥٣٨,٩	٧٢١,٥

وتطبق طريقة المبيعات المنقورة لتحصل على تقديرات دالة الاستهلاك التاليـــــــــــــــــ :

$$\hat{Y}_t = 317.6 + 0.71 Y_t \quad \text{م} \\ (0.31) \quad (0.1) \\ 0.998$$

وكان حد ق^٢ (مجموع مربعات البواقي) = ٠.١٦٩ . واستخدمـــــــــــــــــ
تحصل على تباين ق^٢ :

$$\hat{\sigma}_Q^2 = \frac{\text{حد ق}^2}{2 - n} = \frac{0.169}{2 - 12} = 0.169$$

ومفروض أن قيمة الدخل في عام ١٩٧٥ هي ٨٥٠ • أمكن الحصول على تقدير للانطاق الاستهلاكي في نفس العام بالتمويه بقيمة الدخل المفروضة في معادلة الاستهلاك :

$$\hat{C}_{1975} = 31,76 + 0,71 \times 850 \approx 635$$

وللحصول على فترة الثقة لتنبؤ النقطة (٦٣٥) يتطلب الأمر حساب الخطأ المعياري للقيمة المتنبأ بها ومساوي :

$$e_{\hat{C}_{1975}} = \hat{\sigma}_y \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(C - \bar{C})^2}{\sum (C - \bar{C})^2}}$$

والبيانات اللازمة للتمويه بها في المعادلة السابقة هي :

$$\bar{C} = 498 \quad \hat{\sigma}_y = 16,1 \quad n = 12$$

$$\sum (C - \bar{C})^2 = 1239,1 \quad \sum (C - \bar{C})^2 = 151482$$

$$e_{\hat{C}_{1975}} = 16,1 \sqrt{\frac{1}{12} + \frac{(635 - 498)^2}{151482}} \approx 2,32$$

تكون فترة الثقة لتنبؤ النقطة هي :

$$\hat{C}_{1975} \pm 2 \cdot e_{\hat{C}_{1975}} = (635 \pm 4,64)$$

فإذا كانت ٢٥٠ • = ٢,٢٣ (حد ن - ٢ أي ١٠ درجات حرية) فإن :

$$635 - 2,23 \times 2,32 < \hat{C}_{1975} < 635 + 2,23 \times 2,32$$

$$629,82 < \hat{C}_{1975} < 640,17$$

وهذا فذلك أننا نتوقع أن يقع الاتفاق الاستهلاكي بين ١٦٢٠ و ١٦٠

تفريها ٥ باحتيال ٥ ٢١٥

أما إذا احتوت المعادلة على عدد من المتغيرات المقسمة فأنه

يمكن الحصول على الخطأ المعياري للقيمة المتنبأ بها كالآتي :

إذا فرضنا أن العلاقة بين ص ٥ س ١ ٥ ص ٥ س ٢ ٥ ٥٠٠٠ س ٣

علاقة خطية بالصورة :

$$ص = ب + ج١ س١ + د٢ س٢ + ٥٠٠٠ + ح٣ س٣ + ق$$

فان التباين للقيمة المتنبأ بها هو :

$$ص = ب + ج١ س١ + د٢ س٢ + ٥٠٠٠ + ح٣ س٣ + ق$$

هو :

$$تباين (ص) = تباين ق + تباين ج١ + تباين د٢ + تباين ح٣ + تباين ق$$

$$٢ + محسوس (تغاير ج١) (تغاير د٢) (تغاير ح٣) (تغاير ق)$$

ثانيا - التنبؤ في حالة النموذج القياسي متعدد المعادلات

يمكننا استخدام النموذج بعد تقدير معالمه بأحدى طرق التقدير

الناسب في التنبؤ بشرط توافر قيم المتغيرات المحددة في فترة التنبؤ .

والنموذج التالي هو نموذج كينز المبسط وقد تم تقدير معالمه

الهيكلية التي استخدمت في التنبؤ :

$$ص = ب١ + ب٢ (١ - ص) + ب٣ (١ - ص)$$

$$س = ب٤ + ب٥ (١ - ص) + ب٦ (١ - ص)$$

$$ص = ب٧ + ب٨ (١ - ص) + ب٩ (١ - ص)$$

$$ك = ا + ح + د + هـ + و + ز + ح + ط + ق + ر$$

$$هـ = ص + م + ن + س + ع + و + ز + ح + ط + ق + ر$$

$$حيث ص = الانفاق الاستهلاكية$$

$$م = الدخل$$

$$ن = الضرائب$$

$$س = الاستثمار$$

$$ع = الواردات$$

$$و = مستوى الاسعار بفترة تأخير$$

$$ز = الانفاق الحكومية$$

$$ح = الصادرات$$

والمعادلة الاولى هي معادلة الاستهلاك ، حيث يتوقف الانفاق الاستهلاكي على الدخل التصرفي . والمعادلة الثانية هي دالة الاستثمار ، ويتحدد الاستثمار بالدخل في الفترة الحالية والدخل في الفترة السابقة . وتمثل المعادلة الثالثة المعائد الضريبي الذي يحدده الدخل في الفترة الحالية . والمعادلة الرابعة هي دالة الميزانية حيث تتوقف الواردات على الدخل القوي ومحتوى الاسعار في الفترة السابقة . واخيرا المعادلة الخامسة هي المتطابقة المعروفة في تعريف الدخل .

وباختيار التمييز نجد أن المعادلات السلوكية الاربعة الاولى اكثر من مميزة . ونطبق طريقة المرحلتين ذات المرحلتين (P.T.S) واختصارا بيانات السلاسل الزمنية للفترة ٤٨ - ١٩٦٩ كانت تقديرات المعامل الهيكلية كالآتي :

$$ص = ٢٠ + ٨٠ هـ (هـ - ص)$$

$$م = ٢ + ١٠ د + ١٠ ح + ٢٠ و$$

$$ن = ٢٠ هـ$$

$$\begin{aligned} \text{ك} \cdot \text{و} &= ٢ + \text{ا} \cdot \text{و} + \text{و} \cdot \text{ا} - \text{و} \cdot \text{ا} \\ \text{و} &= \text{و} + \text{و} + \text{و} + \text{و} - \text{ك} \cdot \text{ا} \end{aligned}$$

وانذا فرضنا أن قيم المتغيرات الخارجية خلال فترة التنبؤ كانت :

$$\begin{aligned} \text{ع} &= ٢٠ + \text{و} \cdot \text{ا} = ١٥٠ \\ \text{ك} &= ١٠ + \text{و} \cdot \text{ا} = ١١٠ \end{aligned}$$

صااته يعبر عنه القيم في النموذج وتحويل جميع المتغيرات الداخلية في الطرف الايمن من المعادلة تكون معادلات النموذج هي :

$$\begin{aligned} \text{و} - \text{ا} \cdot \text{و} &= ٠,٨ + \text{و} \cdot \text{ا} = ٢٠ \\ \text{ث} - \text{ا} \cdot \text{و} &= ٠,٣ + ١٥٠ \times ٠,٨ = ٤٧ \\ \text{و} - \text{ا} \cdot \text{و} &= \text{مفسر} \\ \text{ك} \cdot \text{ا} - \text{ا} \cdot \text{و} &= ٠,٨ + ١١٠ \times ٠,٨ = ٩٤ \\ \text{و} - \text{و} - \text{ث} \cdot \text{ر} + \text{ك} \cdot \text{ا} &= ١٠ + ٢٠ = ٣٠ \end{aligned}$$

ويحتوى النموذج الآن على خمسة معادلات في خمسة مجاهيل هي المتغيرات الداخلية

$$\text{و} \cdot \text{و} + \text{و} \cdot \text{و} + \text{ك} \cdot \text{ا} + \text{و} \cdot \text{و}$$

ويحل هذا النموذج باحدى الطرق المعروفة ، كانت القيم التقبأ بها هي :

$$\text{و} = ١٦٢٥ + \text{ث} = ٧٠ + \text{و} = ٤٦١ + \text{ك} = ٣٢ + \text{و} = ٢٣٠$$

وفيما يلي بعض ملاحظات على اسلوب التنبؤ السابق :

- ١ - أن التنبؤ بالنسبة لاي نموذج قياس هو تنبؤ مفروض ، فالتنبؤ السابق مفروض هي : أن تأخذ قيم المتغيرات الداخلية القيم المفروضة خلال فترة التنبؤ ، وأن تنبؤ قيم المعالم الهيكلية ، وأن يتحقق شرط بقا العوامل الاخرى على حالها *ceteris paribus* ، خلال فترة التنبؤ ، فاذا تحققت هذه المفروض فان المتغيرات الداخلية تأخذ القيم التي حملنا عليها محل النموذج الهيكلي .

٢ - أن القيم المتنبأ بها هي تنبؤات النقطة المجهز على تقديرات المعالم الهيكلية ، وعلى اعتبار أن قيمة الأخطاء العشوائية المتوسطة تماوى الصفر في خلال فترة التنبؤ . ولا شك أن القيم الفعلية للتغيرات الداخلية تختلف عن القيم المتنبأ بها لاسباب متعددة منها اختلاف قيمة المتغير العشوائى ق عن قيمته المتوسطة الصفر ، خلال فترة التنبؤ ، واحتواء تقديرات المعالم المستخدمة في التنبؤ على خطأ المعايير حيث أن هذه المعالم ما هي الا تقديرات للمعالم الحقيقية ، ومن أجل ذلك كان ولا بد من حساب فترات الثقة للقيم المتنبأ بها .

٣ - اذا لم تحقق القيم المفروضة للتغيرات الخارجية ، خلال فترة التنبؤ فمن البديهي الا يتحقق التنبؤ .

٤ - اذا تغيرت المعالم خلال فترة التنبؤ تعدل النموذج تبعاً لذلك واصبح غير مناسب للتنبؤ .

٥ - اذا تغيرت العوامل الاخرى التى افترضناها ، وهي على سبيل المثال الاندواق والتحركات السكانية والتغيرات الاجتماعية وغير ذلك ، خلال فترة التنبؤ صار النموذج غير ملائم للتنبؤ .

ولما كان من المتوقع دائماً أن يتغير هيكل النموذج وكذا معالمه فكان التنبؤ سيكون بالتهمة غير دقيق . ولكنه من حسن الحظ هناك طرق عديدة لتمديد النموذج بحيث يسمح بالاستفادة من المعلومات التى توافرت بعد تقدير المعالم . وشغرت فيما يلى الامثلة على ذلك .

مثال (١) .

من المعلم أن دوال الاستشارة تقرب من الملوكة الفعلى للمشترى من فاذا فرضنا توافر بيانات من مشروط الاستشارة . فلاحظ أن مثل هذه البيانات تتفق أى تنبؤ نحمل عليه من دالة الاستشارة . وفي هذه الحالة يكون من الافضل أن نتجاهل دالة الاستشارة ونستخدم البيانات الفعلية المتوفرة لأغراض التنبؤ .

مثال (٢)

إذا فرضنا أن قوتين الغرائب قد عدلت ، وأن المائد من الغريه قد زاد دون أن يؤثر ذلك على المعدل المعدى للغريه ، فإن هذا يعنى ثبات مول معادلة الغريه بينما يزيد الثابت تعبيراً عن التغير في هيكل الغريه . ومن السهل تقدير الكمية التي زاد بها المائد من الغريه والتي تضاف إلى الثابت في معادلة الغريه . وهذا يناظر القول أن Q في صفر في خلال فترة التنبؤ .

وطبيعة الحال تتكرر جميع خطوات التنبؤ إذا تعددت القيم المفروضة للمتغيرات .

ثالثاً - اختبار معنوية الفرق بين قيم التنبؤ والقيم الفعلية

يستخدم الاختبار التالي كأساس في تقييم القدرة التنبؤية للنموذج وهو اختبار بسيط عيبه باختبار (ت) السابق الاشارة اليه ، والذي يعتمد على الخطأ المعياري للقيمة التنبؤ بها . فقد سبق الاشارة الى أن :

$$\hat{Q} = \frac{Q - \bar{Q}}{\sqrt{\frac{(Q - \bar{Q})^2}{n} + \frac{1}{n} + \frac{1}{n} \left(\frac{Q - \bar{Q}}{n} \right)^2}}$$

موزع كزنج t بدرجات حرية $n - 2$.

هذا لا من Q نفترض تناظر قيمة فعلية للتنبؤ التابع Q ، وهي قيمة لا تدخل ضمن بيانات المعينة التي استخدمت في تقدير الدالة ، ثم نختبر احتمالاً معنوية الفرق بين قيمه من الماشاهدة ، والقيمة التنبؤ بها من النموذج القياس (\hat{Q}) ، بمعنى أننا نريد أن نختبر فرض العدم :

$$\bar{X} : \text{مى} = \text{مى}$$

$$\text{والفرض البديل} \quad H_1 : \text{مى} \neq \text{مى}$$

وتحقيقاً لهذا الفرض نستخدم بيانات العينة وكذا القيمة المفروضة للتخبر
المفسر في حساب \hat{t} الملاحظة :

$$\hat{t} = \frac{\text{مى} - \text{مى}}{\sqrt{\frac{(\text{مى} - \text{مى})^2}{n-1} + \frac{1}{n} + 1}} \quad \hat{\sigma}_{\text{مى}}$$

حيث \hat{t} = قيمة \hat{t} الملاحظة (المحسوبة)

$\hat{\sigma}_{\text{مى}}$ = تقدير تباين مى

مى = قيمة مى الملاحظة في فترة التنبؤ

مى = قيمة مى الملاحظة

مى = قيمة مى المتنبأ بها من الانحدار

ثم نحصل على قيمة \hat{t} النظرية من الجدول بدرجات حرية (ن - ٢) ضد
احتمال معين ، وليكن ٠.٠٥ . ومقارنة قيمة \hat{t} المحسوبة بنظرية النظرية ،
وهي قيمة \hat{t} التي تحقق فرض العدم حيث لا فرق بين مى و مى ، تنفيروا
الفرق الملاحظ (مى - مى) وفقاً للجدول التاليه :

إذا كانت $\hat{t} >$ كان الفرق بين القيمة الفعلية والمتنبأ بها غير معنوي وذلك
تكون القدرة التنبؤية للنموذج طاليسه .

أما إذا كانت $\hat{t} <$ كان الفرق بين القيمتين معنويًا .

مثال :

الدالة التالية هي دالة الاستهلاك خلال السنوات ٤ هـ ١٩٦٥ .

$$\hat{C}_t = 300 + 0.128 \cdot C_{t-1} \quad (0.1)$$

وإذا كان الدخل التصرفي في عام ١٩٦٨ هو ٧٢١ ، فما التمييز \hat{C}_{1968} يكون تقدير الانفاق الاستهلاكي في هذه السنة بماوى :

$$\hat{C}_{1968} = 300 + 0.128 \times 721 \approx 366$$

ولما كان الانفاق الاستهلاكي الفعلي عام ١٩٦٨ هو ٥٣٩ فالسؤال الآن هل الفرق $C_t - \hat{C}_t$ معنى ؟ هل يتطلب الامر تفسير العلاقة الهيكلية فيما بين الفترة ٤ هـ ١٩٦٥ وطام ١٩٦٨ .

وللإجابة على هذا السؤال علينا أن نجري الاختبار السابق حيث :

$$C_t = 721, \quad \hat{C}_t = 366, \quad C_t - \hat{C}_t = 355$$

$$T = \frac{\frac{C_t - \hat{C}_t}{\sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{n}}}}{\sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{n}}} = \frac{355}{\sqrt{\frac{1}{4} + \frac{1}{4}}} = 387.8$$

يكون الخطأ المعياري لقيمة التنبؤ (\hat{C}_t) = ٦٦٦ هي

$$\hat{C}_t \approx \frac{137661}{3876} + \frac{1}{12} \sqrt{137661 + \frac{1}{12}} = 355$$

$$\text{وتكون } \epsilon = \frac{\text{صح} - \text{مضى}}{\text{مضى}} = \frac{٥٣٩ - ٦٦٦}{٢٢} = - ٢٩,٥$$

أما قيمة النظرية في الجدول بدرجات حرية (١٢ - ٢ = ١٠) ، ضد مستوى معنوية ٩٥% ، فهي - ٢,٢٣

وحيث أن $\epsilon < ٢,٢٣$ فإن الفرق بين قيمتي ϵ معنوي ، فما يدل على ضعف القدرة التنبؤية لدالة الاستهلاك.

ويتطلب الأمر في هذه الحالة إعادة حساب المعالم الهيكلية ، وذلك بعد زيادة حجم العينة وإضافة بعض البيانات مع الاحتفاظ بنفس التوصيف ، أو ربما تتطلب الأمر تعديل التوصيف أيضا ، ونها يلى بعض الأمثلة على صور التعديل المختلفة :

- ١ - إضافة بيانات جديدة للمتغيرات المفسرة إلى الدالة مباشرة .
- ٢ - تحويل النموذج إلى نموذج متعدد المعادلات .
- ٣ - إضافة المتغيرات العددية المناهضة إلى الدالة ، وقياس التغير في المعالم .
- ٤ - إدخال متغير مفسر جديد في الدالة هو ϵ (حيث ϵ = الزمن) ، بخلاف المتغير ϵ ، إذا كانت المعالم تتغير على مر الزمن .
- ٥ - في حالة تغير توزيع الدخل فإنه من الممكن تقسيم متغير الدخل الإجمالي إلى متغيرين أو أكثر : ϵ للدخل من الأجر ، ϵ للدخل من —— غير الأجور .

Table 5.5 5 and 1 Percent Significance Points for the Ratio of the Mean Square
Sum of Squares Due to the Variance

v	Values of A		Values of v'		Values of F			Values of A'	
	P = 0.01	P = 0.05	P = 0.05	P = 0.01	A	F = 0.01	F = 0.05	F = 0.05	F = 0.01
4	0.8341	1.0406	4.2827	4.4992	33	1.2667	1.4885	2.6365	2.8583
5	0.6724	1.0255	3.9745	4.5276	34	1.2761	1.4951	2.6262	2.8451
6	0.6738	1.0682	3.7316	4.1262	35	1.2852	1.5014	2.6163	2.8324
7	0.7163	1.0919	3.5748	3.9504	36	1.2940	1.5075	2.6068	2.8202
8	0.7575	1.1222	3.4486	3.8139	37	1.3025	1.5135	2.5977	2.8085
9	0.7974	1.1524	3.3476	3.7025	38	1.3105	1.5193	2.5889	2.7973
10	0.8353	1.1803	3.2642	3.6091	39	1.3188	1.5249	2.5804	2.7865
11	0.8706	1.2062	3.1938	3.5294	40	1.3266	1.5304	2.5722	2.7760
12	0.9035	1.2301	3.1325	3.4603	4	1.3349	1.5357	2.5643	2.7659
13	0.9336	1.2521	3.0812	3.3996	42	1.3415	1.5408	2.5567	2.7560
14	0.9618	1.2725	3.0352	3.3458	43	1.3486	1.5456	2.5494	2.7465
15	0.9880	1.2914	2.9924	3.2977	44	1.3550	1.5506	2.5424	2.7376
16	1.0124	1.3090	2.9577	3.2543	45	1.3620	1.5552	2.5357	2.7289
17	1.0352	1.3253	2.9247	3.2148	46	1.3684	1.5596	2.5293	2.7209
18	1.0566	1.3405	2.8948	3.1787	47	1.3745	1.5638	2.5232	2.7125

Table 6.5 (continued)

19	1.0766	1.3547	2.8675	3.1456	48	1.3802	1.5678	2.9173	2.7049
20	1.0934	1.3680	2.8425	3.1151	49	1.3856	1.5716	2.9117	2.6977
21	1.1131	1.3805	2.8195	3.0869	50	1.3907	1.5752	2.9064	2.6908
22	1.1298	1.3923	2.7982	3.0607	51	1.3957	1.5787	2.9013	2.6842
23	1.1456	1.4035	2.7784	3.0362	52	1.4007	1.5822	2.8963	2.6777
24	1.1606	1.4141	2.7599	3.0133	53	1.4057	1.5856	2.8914	2.6712
25	1.1748	1.4241	2.7426	2.9919	54	1.4107	1.5890	2.8866	2.6648
26	1.1883	1.4336	2.7264	2.9718	55	1.4156	1.5923	2.8819	2.6585
27	1.2012	1.4426	2.7112	2.9528	56	1.4203	1.5955	2.8773	2.6524
28	1.2135	1.4512	2.6969	2.9348	57	1.4249	1.5987	2.8728	2.6465
29	1.2252	1.4594	2.6834	2.9177	58	1.4294	1.6019	2.8684	2.6407
30	1.2363	1.4672	2.6707	2.9016	59	1.4339	1.6051	2.8640	2.6350
31	1.2469	1.4746	2.6587	2.8864	60	1.4384	1.6082	2.8596	2.6294
32	1.2570	1.4817	2.6473	2.8720					

^a Adapted, with the kind permission of the editor, from B. I. Hart and J. von Neumann: "Tabulation of the Probabilities for the Ratio of the Mean Square Successive Difference to the Variance," *Annals of Mathematical Statistics*, 13, No. 4, p. 446 (1942).

At the given level of significance and the appropriate sample size, N , a computed δ is indicative of positive autocorrelation if it falls below the critical value of K ; and is indicative of negative autocorrelation if it exceeds the corresponding critical value of K' ; if it falls between the two critical values, no evidence of autocorrelation is present.

Table 2. Percentage Points of the *t* Distribution

Example

For $\alpha = 10$ degrees
of freedom: $P(t > 1.812) = 0.05$ $P(t < -1.812) = 0.05$

α	.25	.30	.40	.50	.60	.70	.80	.90	.95
1	1.000	1.376	1.638	2.078	2.314	2.706	3.078	3.501	4.045
2	.816	1.061	1.385	1.886	2.052	2.353	2.706	3.007	3.450
3	.765	.978	1.280	1.753	1.915	2.190	2.501	2.778	3.183
4	.741	.941	1.250	1.711	1.870	2.140	2.441	2.716	3.119
5	.727	.928	1.240	1.696	1.853	2.123	2.423	2.698	3.090
6	.718	.918	1.234	1.688	1.843	2.114	2.414	2.689	3.080
7	.711	.911	1.229	1.682	1.838	2.108	2.408	2.684	3.075
8	.706	.906	1.225	1.678	1.834	2.104	2.404	2.680	3.071
9	.702	.902	1.222	1.675	1.831	2.101	2.401	2.677	3.068
10	.700	.900	1.220	1.673	1.829	2.100	2.400	2.676	3.067
11	.697	.897	1.218	1.671	1.827	2.098	2.398	2.674	3.065
12	.695	.895	1.216	1.669	1.825	2.096	2.396	2.672	3.063
13	.694	.894	1.215	1.668	1.824	2.095	2.395	2.671	3.062
14	.693	.893	1.214	1.667	1.823	2.094	2.394	2.670	3.061
15	.692	.892	1.213	1.666	1.822	2.093	2.393	2.669	3.060
16	.691	.891	1.212	1.665	1.821	2.092	2.392	2.668	3.059
17	.690	.890	1.211	1.664	1.820	2.091	2.391	2.667	3.058
18	.689	.889	1.210	1.663	1.819	2.090	2.390	2.666	3.057
19	.688	.888	1.209	1.662	1.818	2.089	2.389	2.665	3.056
20	.687	.887	1.208	1.661	1.817	2.088	2.388	2.664	3.055
21	.686	.886	1.207	1.660	1.816	2.087	2.387	2.663	3.054
22	.685	.885	1.206	1.659	1.815	2.086	2.386	2.662	3.053
23	.684	.884	1.205	1.658	1.814	2.085	2.385	2.661	3.052
24	.683	.883	1.204	1.657	1.813	2.084	2.384	2.660	3.051
25	.682	.882	1.203	1.656	1.812	2.083	2.383	2.659	3.050
26	.681	.881	1.202	1.655	1.811	2.082	2.382	2.658	3.049
27	.680	.880	1.201	1.654	1.810	2.081	2.381	2.657	3.048
28	.679	.879	1.200	1.653	1.809	2.080	2.380	2.656	3.047
29	.678	.878	1.199	1.652	1.808	2.079	2.379	2.655	3.046
30	.677	.877	1.198	1.651	1.807	2.078	2.378	2.654	3.045
40	.674	.874	1.194	1.647	1.803	2.074	2.374	2.650	3.041
60	.671	.871	1.190	1.643	1.800	2.070	2.370	2.646	3.037
120	.667	.867	1.184	1.637	1.794	2.064	2.364	2.640	3.031
∞	.674	.874	1.194	1.647	1.803	2.074	2.374	2.650	3.041

Source: This table is adapted from Table III of Fisher & Yates: *Statistical Tables for Biological, Agricultural and Medical Research* published by Oliver & Boyd Ltd., Edinburgh, and by permission of the authors and publishers.

Table 5A. Significance Points of d_L and d_U : 5%

n	K' = 1		K' = 2		K' = 3		K' = 4		K' = 5	
	d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U
15	1.08	1.36	0.95	1.34	0.82	1.73	0.69	1.97	0.56	2.21
16	1.10	1.37	0.98	1.34	0.86	1.73	0.74	1.93	0.62	2.15
17	1.13	1.38	1.01	1.34	0.90	1.71	0.78	1.90	0.67	2.10
18	1.16	1.39	1.05	1.33	0.93	1.69	0.82	1.87	0.71	2.06
19	1.18	1.40	1.08	1.33	0.97	1.68	0.86	1.85	0.75	2.02
20	1.20	1.41	1.10	1.34	1.00	1.68	0.90	1.83	0.79	1.99
21	1.22	1.42	1.13	1.34	1.03	1.67	0.93	1.81	0.83	1.96
22	1.24	1.43	1.15	1.34	1.05	1.66	0.96	1.80	0.86	1.94
23	1.26	1.44	1.17	1.34	1.08	1.66	0.99	1.79	0.90	1.92
24	1.27	1.45	1.19	1.35	1.10	1.66	1.01	1.78	0.93	1.90
25	1.29	1.45	1.21	1.35	1.12	1.66	1.04	1.77	0.95	1.89
26	1.30	1.46	1.22	1.35	1.14	1.65	1.06	1.76	0.98	1.88
27	1.32	1.47	1.24	1.36	1.16	1.65	1.08	1.76	1.01	1.86
28	1.33	1.48	1.26	1.36	1.18	1.65	1.10	1.75	1.03	1.85
29	1.34	1.48	1.27	1.36	1.20	1.65	1.12	1.74	1.05	1.84
30	1.35	1.49	1.28	1.37	1.21	1.65	1.14	1.74	1.07	1.83
31	1.36	1.50	1.30	1.37	1.23	1.65	1.16	1.74	1.09	1.83
32	1.37	1.50	1.31	1.37	1.24	1.65	1.18	1.73	1.11	1.82
33	1.38	1.51	1.32	1.38	1.26	1.65	1.19	1.73	1.13	1.81
34	1.39	1.51	1.33	1.38	1.27	1.65	1.21	1.73	1.15	1.81
35	1.40	1.52	1.34	1.38	1.28	1.65	1.22	1.73	1.16	1.80
36	1.41	1.52	1.35	1.39	1.29	1.65	1.24	1.73	1.18	1.80
37	1.42	1.53	1.36	1.39	1.31	1.66	1.25	1.72	1.19	1.80
38	1.43	1.54	1.37	1.39	1.32	1.66	1.26	1.72	1.21	1.79
39	1.43	1.54	1.38	1.40	1.33	1.66	1.27	1.72	1.22	1.79
40	1.44	1.54	1.39	1.40	1.34	1.66	1.29	1.72	1.23	1.79
45	1.48	1.57	1.43	1.43	1.38	1.67	1.34	1.72	1.29	1.78
50	1.50	1.59	1.46	1.43	1.42	1.67	1.38	1.72	1.34	1.77
55	1.53	1.60	1.49	1.44	1.45	1.68	1.41	1.72	1.38	1.77
60	1.55	1.62	1.51	1.45	1.48	1.69	1.44	1.73	1.41	1.77
65	1.57	1.63	1.54	1.46	1.50	1.70	1.47	1.73	1.44	1.77
70	1.58	1.64	1.55	1.47	1.52	1.70	1.49	1.74	1.46	1.77
75	1.60	1.65	1.57	1.48	1.54	1.71	1.51	1.74	1.49	1.77
80	1.61	1.66	1.59	1.49	1.56	1.72	1.53	1.74	1.51	1.77
85	1.62	1.67	1.60	1.70	1.57	1.73	1.55	1.75	1.52	1.77
90	1.63	1.68	1.61	1.70	1.59	1.73	1.57	1.75	1.54	1.78
95	1.64	1.69	1.62	1.71	1.60	1.73	1.58	1.75	1.56	1.78
100	1.65	1.69	1.63	1.72	1.61	1.74	1.59	1.76	1.57	1.78

Note: K' = number of explanatory variables excluding the constant term.Source: J. Durbin and G. S. Watson, "Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression", *Biometrika*, vol. 38, 1951, pp. 159-77. Reprinted with the permission of the authors and the *Biometrika* trustees.

Table 5B. Significance Points of d_L and d_U : 1%

n	$k' = 1$		$k' = 2$		$k' = 3$		$k' = 4$		$k' = 5$	
	d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U
15	0.81	1.07	0.70	1.24	0.59	1.47	0.49	1.70	0.39	1.96
16	0.84	1.09	0.74	1.25	0.63	1.44	0.53	1.66	0.44	1.90
17	0.87	1.10	0.77	1.25	0.67	1.43	0.57	1.63	0.48	1.85
18	0.90	1.12	0.80	1.26	0.71	1.42	0.61	1.60	0.52	1.80
19	0.93	1.13	0.83	1.26	0.76	1.41	0.65	1.58	0.56	1.77
20	0.95	1.15	0.86	1.27	0.77	1.41	0.68	1.57	0.60	1.74
21	0.97	1.16	0.89	1.27	0.80	1.41	0.72	1.55	0.63	1.71
22	1.00	1.17	0.91	1.28	0.83	1.40	0.75	1.54	0.66	1.69
23	1.02	1.19	0.94	1.29	0.86	1.40	0.77	1.53	0.70	1.67
24	1.04	1.20	0.96	1.30	0.88	1.41	0.80	1.52	0.72	1.66
25	1.05	1.21	0.98	1.30	0.90	1.41	0.83	1.51	0.75	1.65
26	1.07	1.22	1.00	1.31	0.93	1.41	0.85	1.51	0.78	1.64
27	1.09	1.23	1.02	1.32	0.95	1.41	0.88	1.51	0.81	1.63
28	1.10	1.24	1.04	1.32	0.97	1.41	0.90	1.51	0.83	1.62
29	1.12	1.25	1.05	1.33	0.99	1.42	0.92	1.51	0.85	1.61
30	1.13	1.26	1.07	1.34	1.01	1.42	0.94	1.51	0.88	1.61
31	1.15	1.27	1.08	1.34	1.02	1.42	0.96	1.51	0.90	1.60
32	1.16	1.28	1.10	1.35	1.04	1.43	0.98	1.51	0.92	1.60
33	1.17	1.29	1.11	1.36	1.05	1.43	1.00	1.51	0.94	1.59
34	1.18	1.30	1.13	1.36	1.07	1.43	1.01	1.51	0.95	1.59
35	1.19	1.31	1.14	1.37	1.08	1.44	1.02	1.51	0.97	1.59
36	1.21	1.32	1.15	1.38	1.10	1.44	1.04	1.51	0.99	1.59
37	1.22	1.32	1.16	1.38	1.11	1.45	1.06	1.51	1.00	1.59
38	1.23	1.33	1.18	1.39	1.12	1.45	1.07	1.52	1.02	1.58
39	1.24	1.34	1.19	1.39	1.14	1.45	1.09	1.52	1.03	1.58
40	1.25	1.34	1.20	1.40	1.15	1.46	1.10	1.52	1.05	1.58
45	1.29	1.38	1.24	1.42	1.20	1.48	1.16	1.53	1.11	1.58
50	1.32	1.40	1.28	1.45	1.24	1.49	1.20	1.54	1.16	1.59
55	1.36	1.43	1.32	1.47	1.28	1.51	1.25	1.55	1.21	1.59
60	1.38	1.45	1.35	1.48	1.32	1.52	1.28	1.56	1.25	1.60
65	1.41	1.47	1.38	1.50	1.35	1.53	1.31	1.57	1.28	1.61
70	1.43	1.49	1.40	1.52	1.37	1.55	1.34	1.58	1.31	1.61
75	1.45	1.50	1.42	1.53	1.39	1.56	1.37	1.59	1.34	1.62
80	1.47	1.52	1.44	1.54	1.42	1.57	1.39	1.60	1.36	1.62
85	1.48	1.53	1.46	1.55	1.43	1.58	1.41	1.60	1.39	1.63
90	1.50	1.54	1.47	1.56	1.45	1.59	1.43	1.61	1.41	1.64
95	1.51	1.55	1.49	1.57	1.47	1.60	1.45	1.62	1.42	1.64
100	1.52	1.56	1.50	1.58	1.48	1.60	1.46	1.63	1.44	1.65

Note: k' = number of explanatory variables excluding the constant term.Source: J. Durbin and G. S. Wason, "Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression", *Biometrika*, vol. 38, 1951, pp. 159-77. Reprinted with the permission of the authors and the Biometrika Trustees.



0205464